

Likestilling og forsikring

*Økonomiske følger av et forbud mot kjønnsdifferensierte
forsikringspremier*

Anja Fagervold Haug

Mai 2006

Økonomisk institutt
Universitetet i Oslo

Forord

Denne oppgaven har jeg skrevet som en avslutning på mastergraden i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Oslo. Jeg har hatt sommerjobb i If Skadeforsikring, og min interesse for forsikring og tilknytning til If gjorde det naturlig å velge en problemstilling innen dette området.

Jeg vil takke Tom Sørli i If Skadeforsikring som tipset meg om denne problemstillingen. Jeg har fra første stund synes at dette har vært et interessant tema, noe som har gjort skriveperioden til en spennende tid og lettet arbeidet betraktelig. Jeg vil også takke andre ved If Skadeforsikring for hjelp og støtte gjennom arbeidet. Jeg vil da særlig nevne Odd Aalborg, Erlend Willand-Evensen og Ola Roll som har hjulpet meg med å finne aktuelt tallmateriale og kommet med nyttige kommentarer og forslag.

I tillegg vil jeg takke Jens Petter for korrekturlesing, støtte og interesse.

Sist, men ikke minst vil jeg rette en stor takk til min veileder, professor Tore Nilssen. Hans grundige gjennomlesing og kommentarer har vært til stor hjelp gjennom hele oppgaven.

Oslo, mai 2006

Anja Fagervold Haug

Innhold

1	Innledning	1
2	Kjønn og forsikring.....	3
2.1	Kjønnsdifferensiering og forsikring	3
2.2	Synspunkter	4
2.3	Risiko og kjønn	6
2.4	Alternative forklaringsvariabler	12
2.5	Mulige konsekvenser.....	14
3	Teori.....	17
3.1	Risiko og klassifisering	17
3.2	Ugunstig utvalg	18
3.3	Et forsikringsmarked med asymmetrisk informasjon	19
3.4	Kategorisk diskriminering.....	23
3.4.1	Uten kategorisering	24
3.4.2	Kategorisering uten kostnader.....	28
3.4.3	Kategorisering med kostnader.....	33
3.5	Markedslikevekt	34
4	Diskusjon.....	36
4.1	Ugunstig utvalg	36
4.2	Informativ kategorisering	43
4.3	Modellens betingelser	47
5	Konklusjon.....	50
	Referanser	52

1 Innledning

Prinsippet for forsikring er å dele den økonomiske risikoen mellom ulike aktører i markedet. Forsikringsselskapet overtar forsikringstakerens risiko for økonomiske tap ved at forsikringstakerne betaler inn premie som dekker det økonomiske tapet til de som blir utsatt for skade. På denne måten deler forsikringstakerne den økonomiske risikoen. For å kunne fastsette en riktig pris på risikoovertakelsen må risikoen estimeres så nøyaktig som mulig. På bakgrunn av statistikk og tidligere erfaringer kan man si noe om hvilke karakteristika som taler for at et individ er av høy- eller lavrisiko. Slike karakteristika kan være av både demografisk og atferdsbasert karakter. Demografiske variabler er kostnadseffektive og enkle å observere og er derfor populære forklaringsvariabler i estimatene av skaderisiko. Kjønn brukes i utstrakt grad i så henseende innen personforsikringene og bilforsikring. Det er store kjønnsforskjeller i skadehyppighet hva gjelder død, uførhet og bilskader, og dette gjenspeiler seg i forsikringsselskapenes premiesetting. For personforsikringene går diskrimineringen begge veier. Kvinner blir oftere uføre enn menn, mens menn har lavere gjennomsnittlig levealder enn kvinner. For bilforsikring er unge menn i stor grad overrepresentert på bilskadestatistikken. Slike statistisk verifiserbare forskjeller har gjort det mulig for forsikringsselskapene å benytte seg av statistisk diskriminering i premiesettingen, og kvinner og menn møter ulik pris på enkelte forsikringsprodukter.

Bruk av demografiske kjennetegn som differensieringsvariable har møtt en del motstand da dette er faste karakteristika som ikke gjenspeiler egen atferd. Det har i de senere årene pågått en diskusjon om kjønnsdifferensiering av forsikringspremier. Likestillingsombudet mener dette er et direkte brudd på likestillingsloven, og i mars 2003 bestemte likestillingsombudet at slik diskriminering ikke godtas innen skade- og sykeforsikring fra januar 2006.

Forsikringsselskapene mener de gjennom dette vedtaket blir tvunget til å sette priser som ikke gjenspeiler den risiko de faktisk overtar, og at tilbudet til forsikringstakerne vil bli dårligere. Likestillingsombudet hevder derimot at det finnes alternative forklaringsvariabler som kan brukes i stedet for kjønn, slik at nøyaktigheten i premiesettingen ikke vil reduseres nevneverdig.

Fra et samfunnsøkonomisk perspektiv skal prisene stå i forhold til kostnadene ved å produsere varen. Forsikring er et noe spesielt produkt i så henseende da kostnadene ved å tilby varen vil

avhenge av hvem som konsumerer den. Differensierte priser er en måte å tilpasse prisene mest mulig til den faktiske kostnaden for hver enkelt gruppe.

Den offentlige debatten rundt kjønnsdifferensiering dreier seg i stor grad om likhetsprinsippet. Fra et økonomisk perspektiv vil det derimot være effisiens som er i fokus.

Jeg vil i denne oppgaven se nærmere på hvilke økonomiske følger et forbud mot kjønnsdifferensierte priser vil kunne gi. En hovedbekymring fra Finansnæringens hovedorganisasjon, som også de fleste økonomer deler, er faren for et ugunstig utvalg. Ved innføring av kjønnsnøytrale priser vil ikke premien representere den faktiske risikoen forsikringsselskapet overtar, og forsikringstakere med lav risiko vil måtte subsidiere dem med høy risiko. Dette kan føre til at de med lav risiko vil oppfatte prisen som for høy i forhold til deres risiko og dermed helt eller delvis trekke seg ut av markedet. Resultatet blir desto høyere priser da prisen vektet etter kjønns sammensetningen i porteføljen. Et annet spørsmål som reiser seg, er effekten på forsikringstakernes totale nytte. Kjønnsnøytrale priser vil påføre lavrisikogruppen et tap og høyrisikogruppen en gevinst, men vil tapet være større enn gevinsten?

Et forsikringsselskap vil aldri kunne vite nøyaktig hvem som er av høy- og lavrisiko, og kategorisering ut fra tidligere erfaringer vil derfor være nødvendig for en mest mulig riktig premiesetting. Alternative variabler, som likestillingsombudet viser til, vil ikke kunne erstatte kjønn som forklaringsvariabel. Forskjellene mellom menn og kvinner består selv etter at andre variabler er tatt i betraktning. I tillegg vil atferdsbaserte variabler ofte være mer kostbare og vanskeligere å innhente. Fra et økonomisk perspektiv er det av stor betydning at forklaringsvariabelen både er kostnadsfri og informativ, og kjønn er en slik variabel.

Økonomiske resultater viser at om disse to betingelsene er oppfylt, vil statistisk diskriminering alltid være en Kaldor-Hicks-forbedring. De gjennomsnittlige prisene ved kjønnsdifferensierte priser vil være lavere grunnet endring i portefølje-sammensetningen, og høyrisikogruppens tap vil kunne kompenseres av lavrisikogruppens gevinst.

Kapittel 2 gjennomgår bakgrunnen for problemstillingen med aktuelle fakta om kjønn og forsikring, de involverte parter synspunkter, alternative løsninger og eventuelle følger av forbudet. I kapittel 3 bruker jeg økonomisk teori til å belyse spørsmålene som reiser seg i kapittel 2, og enkelte momenter drøftes videre i kapittel 4. Avslutningsvis vil jeg konkludere og oppsummere.

2 Kjønn og forsikring

Markedet for forsikring skapes ved at forsikringstakerne er villige til å betale en fastsatt sum for å overføre risikoen for eventuelle fremtidige økonomiske tap forårsaket av sykdom, død, uførhet eller skade. For at forsikringsselskapene skal kunne sette en riktig pris på overtakelsen av risiko, må de kunne estimere den risikoen de faktisk overtar. Forsikringsselskapet vet lite eller ingenting om hver enkelt som individ, men ved hjelp av statistisk materiale kan de identifisere grupper av forsikringstakere som representerer mindre og større risiko. På denne måten kan en kategorisere kundene i grupper slik at hver gruppes samlede pris vil dekke de forventede tap i gruppen. Både demografiske og atferdsmessige variabler vil kunne brukes i denne kategoriseringen. Demografiske variabler som kjønn, alder og bosted er blitt brukt i stor grad da de er stabile, lett identifiserbare og kostnadseffektive i bruk (Flanagan, 1985).

Likestillingsombudet har i lengre tid arbeidet mot bruk av kjønn som en faktor i beregning av premier for forsikring. I mars 2003 kom likestillingsombudet frem til at en slik praksis ikke vil aksepteres innenfor skade- og sykeforsikring. Forbudet mot kjønnsdifferensiering gjelder fra januar 2006.

2.1 Kjønnsdifferensiering og forsikring

Det foreligger to vedtak fra Likestillingsombudet de senere årene angående bruk av kjønn som beregningsfaktor i forsikring. Det første vedtaket er fra november 2000, hvor det tillates å kjønnsdifferensiere i livsforsikring. Det andre er fra mars 2003, hvor det som nevnt ble bestemt at kjønnsdifferensiering ikke godtas innen skadeforsikring (FNH, 2005c). Av skadeforsikringer som ikke er personforsikringer, er det bare innen bilforsikring det differensieres ut fra kjønn. Av personforsikringene innenfor skadeforsikring differensieres det etter kjønn i død- og uføreproduktet ”Annen sykdom” og produktet ”Kritisk sykdom”. Ut fra FNHs opplysninger differensieres det ikke, eventuelt bare i liten grad, i helseforsikring, sykelønnsforsikring, ulykkesforsikring og yrkesskadeforsikring (FNH, 2005c). Denne informasjonen stemmer godt overens med If Skadeforsikrings praksis.¹ De har ulike premier for kvinner og menn for liv-, uføre-, og bilproduktene.² Både livselskapene og skadeselskapene tilbyr uføre- og livsforsikring. Produktet ”Annen sykdom” som

¹ Informasjon om If Skadeforsikring har jeg fått ved direkte samtaler med ansatte der. Det gjelder også for senere henvisninger til tallmateriale og informasjon fra If Skadeforsikring.

² If Skadeforsikring tilbyr ikke produktet ”Kritisk sykdom”.

skadeselskapene tilbyr, skiller seg fra produktet fra livselskapene på flere måter. Forsikringen livselskapene tilbyr, gir dekning uansett årsak, mens yrkessykdommer og yrkesulykker er unntatt i skadeforsikring da dette er dekket av den obligatoriske yrkesskadeforsikringen. I tillegg vil en forsikring fra et skadeselskap være ettårig, mens produktene fra livselskapene kan være flerårige. Likestillingsombudet sa seg i 2000 enig i at det foreligger saklige grunner til å benytte kjønn som faktor i livs- og pensjonsforsikringer. I likestillingsombudets vedtak av 17. november 2000 står det, ifølge FNH (2005c), at kjønnsdifferensiering ikke er i strid med likestillingsloven hvis ulikheter ved for eksempel levealder og invaliditet gir seg utslag både når det er til ulempe og når det er til gunst for vedkommende kjønn.

Denne avgjørelsen begrunner likestillingsombudet med at det i livs- og pensjonsforsikringer ikke finnes alternative beregningsfaktorer som kan brukes i stedet for kjønn (Likestillingsombudet, 2003). Hvis det ikke finnes alternative forklaringsvariabler for livsforsikring i livselskapene er det naturlig å anta at det samme gjelder for denne type forsikring i skadeselskapene. FNH tolker derfor disse uttalelsene fra likestillingsombudet angående livs- og pensjonsforsikringer dit hen at livsforsikringer tilbudt av skadeselskapene må gå under 2000-vedtaket. Det er foreløpig noe uklart hvilke regler som vil gjelde for uføreprodukter tilbudt av skadeselskapene. FNH mener uføreproduktene tilbudt av skadeselskapene er nært beslektet med de uføreproduktene livselskapene tilbyr, og mener derfor at det vil være motstridende om andre regler skal gjelde her. FNH arbeider derfor for at uføreforsikringer tilbudt av skadeselskapene skal gå under 2000-vedtaket, da de ikke ser noen grunn til at det skal være ulike regler her for skade- og livselskapene. Foreløpig gjelder derfor 2003-vedtaket kun for alle skadeforsikringer som ikke er personforsikringer og for produktet kritisk sykdom (FNH, 2005c). If Skadeforsikring har foreløpig kun innført kjønnsnøytrale priser innenfor bilforsikring.

2.2 Synspunkter

Likestillingsombudet legger i sin vurdering stor vekt på at statistiske kjennetegn ved menn og kvinner som grupper ikke kan forsvare at enkeltindivider behandles ulikt grunnet deres kjønn. Ombudet fastslår at en vurdering av kvinner og menn ut fra statistiske opplysninger om kjønn skal anses for direkte diskriminering. I brev av 25.03.03 til Forsikringsselskapene og FNH skriver likestillingsombudet:

"Det er ingen grunn til å betvile at statistikken som ligger til grunn for praksisen med å benytte kjønn som faktor er korrekt. Bruken av disse statistiske opplysningene er derfor isolert sett et saklig argument. Det følger imidlertid av langvarig og fast praksis og av

likestillingslovens forarbeider at statistiske kjennetegn ved kvinner og menn som grupper normalt ikke kan legitimere ulik behandling av kvinner og menn som enkeltindivider. Det er et grunnleggende prinsipp i likestillingsjussen at hver enkelt kvinne og mann har krav på å bli vurdert ut fra sine individuelle egenskaper. Dette gjelder selv om kjønn bare er en liten del av totalvurderingen og selv om statistikken er korrekt." (Likestillingsombudet, 2003, s.3).

Forsikringsselskapene er dypt uenige i likestillingsombudets avgjørelse og mener det gjør det vanskelig å fastsette riktige og rettferdige priser på forsikring. De fleste forsikringsselskapene benytter kjønn som variabel i mer eller mindre grad ved beregning av premie ved bilforsikringer, livs- og pensjonsforsikringer og enkelte sykeforsikringer. Selskapene begrunner dette med at man må ta hensyn til de statistiske fakta hva angår risiko for å kunne beregne en så riktig premie som mulig. Med bakgrunn i statistiske opplysninger ser man at kjønn ofte påvirker risikoen i mer eller mindre grad. FNH hevder at det innen forsikring på generell basis ikke er mulig å legge til grunn at hvert enkelt individ har krav på å bli bedømt individuelt. Det er et prinsipp i forsikring at en skal vurdere risikoen best mulig, men likevel ikke i den grad at en vurderer hver enkelts konkrete forventede levealder eller sannsynlighet for uførhet og skade. Forsikring innebærer en risikoutjevning mellom personer, og det må derfor være kjennetegn ved grupper i befolkningen som avgjør risikoen (FNH, 2005a). Det generelle prinsippet for mest mulig korrekt risiko- og premieberegning kommer også til uttrykk i lov om forsikringsvirksomhet, FVL, (10.06.88 nr. 039), hvor det i § 7-6 første ledd heter følgende:

”Et forsikringsselskap skal benytte premier som står i rimelig forhold til den risiko som overtas og i forhold til selskapets økonomi. Premiene skal være tilstrekkelige til å gi sikkerhet for oppfyllelse av de inngåtte forsikringsavtaler. Kredittilsynet skal føre kontroll for å påse at de premier som benyttes er i samsvar med dette.” (FNH, 2005a, s.3).

Hvor store avvik som er uakseptable sier loven ingenting om, men dette spørsmålet er imidlertid behandlet i NOU 1983:52 Forsikring i Norge:

”I både livs- og skadeforsikring bør tilsynet ha for øye at premier fra en forsikringsbransje eller større forsikringsgruppe over tid ikke subsidierer en annen.” (FNH, 2005a, s.3).

Hvis signifikante³ statistiske data som avhenger av kjønn utelates fra premieberegningene, vil næringen ifølge FNH handle i strid med FVL § 7-6 (FNH, 2005a). Kredittilsynet støtter dette synspunktet. Etter kredittilsynets vurdering vil loven kreve at kjønn benyttes som faktor ved beregning av premie i de tilfellene hvor det foreligger betydelig statistisk materiale som viser

³ I FNH-rapporten spesifiseres signifikant med at det eksisterer en forskjell med 95% sannsynlighet.

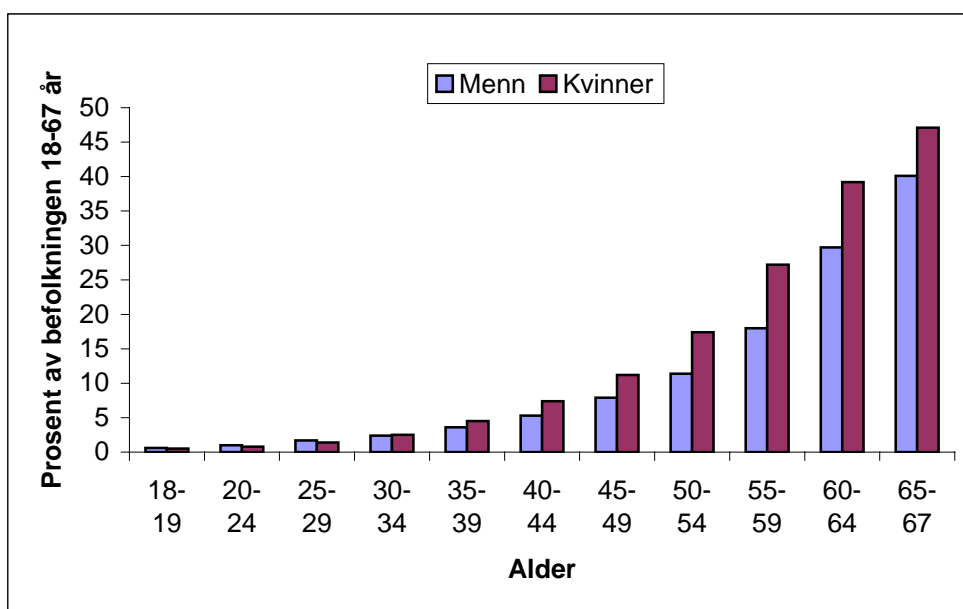
at risikoen er vesentlig forskjellig for kvinner og menn. Ellers vil det føre til at kjønn med lavest risiko må subsidiere det andre (Kredittilsynet, 2004).

2.3 Risiko og kjønn

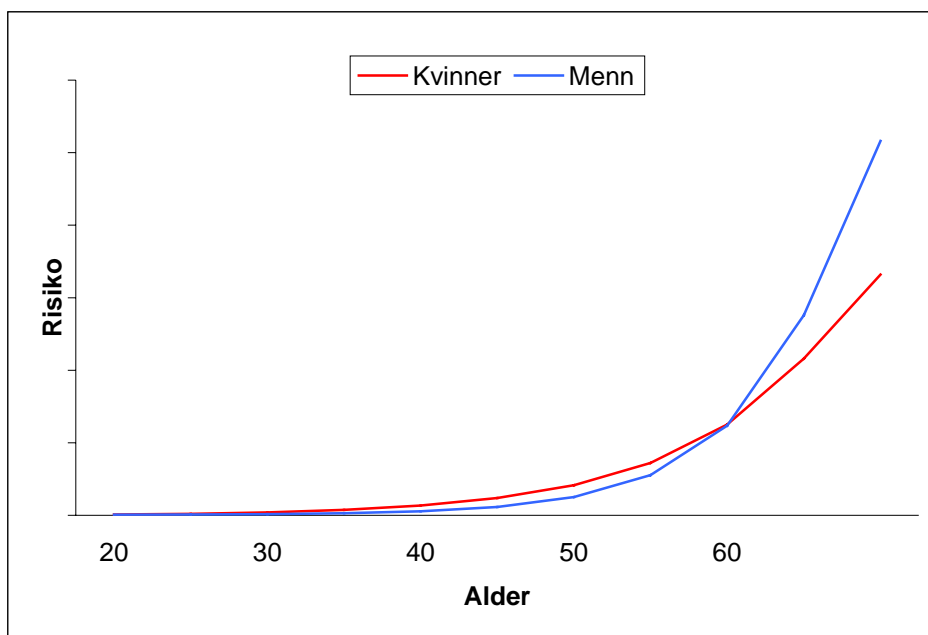
Kjønn benyttes først og fremst som faktor i bilforsikring og i personskadeproduktene, i tillegg til i livs- og pensjonsforsikring (FNH, 2003). Det finnes udiskutable statistiske data som dokumenterer at kjønn spiller inn når det gjelder risiko for skade på bil, uførhet og død, noe heller ikke likestillingsombudet betviler. Personforsikring vil si at en persons liv og helse forsikres. Alder og kjønn er vesentlige faktorer som påvirker risikoen. Flere av produktene innen syke- og uføreforsikring vil derfor ha samme statistiske materiale å legge til grunn som uføredekninger innen livsforsikring. Statistikk viser for eksempel at kvinner er overrepresentert når det gjelder uførhet, slik Figur 2.1 viser. Dette gjenspeiler seg i forsikringsselskaperens estimerte risiko for de ulike risikogruppene.

Den relative forskjellen i risikoen for å bli ufør er størst i begynnelsen av 30- årene. Som vi ser av Figur 2.2 og Figur 2.3 er risikoen for at en kvinne i denne alderen skal bli ufør, anslått til å være vel 60 % større enn for en jevnaldrende mann.

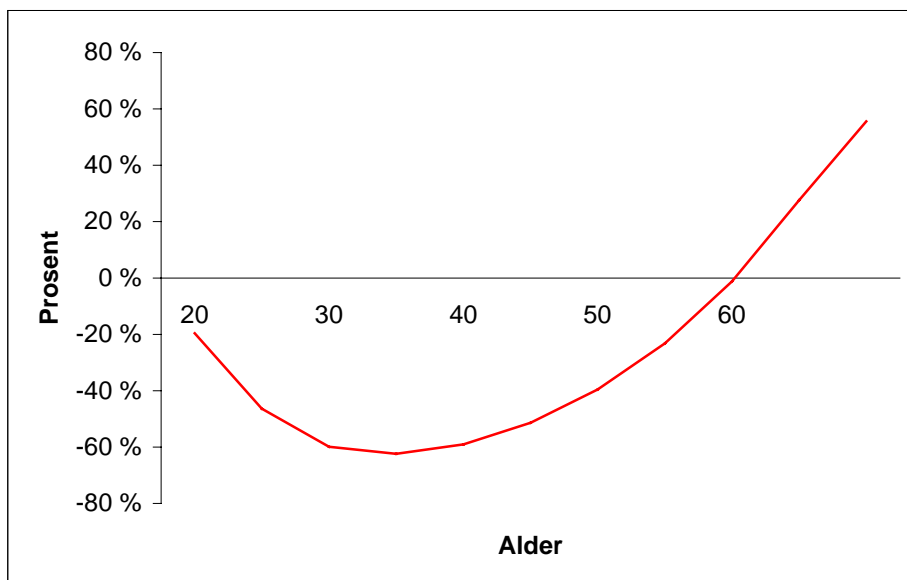
Figur 2.1 Uførepensjonister pr. 31.12.04



Kilde: Tallmateriale fra Trygdestatistisk årbok 2005, s.125.

Figur 2.2 Risiko for uførhet

Kilde: Tallmateriale fra If Skadeforsikring. Dette gjelder Ufør annen sykdom (UAS), dvs. alle sykdommer bortsett fra yrkessykdom. De faktiske sannsynlighetene er ikke tatt med på y-aksen og alder er grovere inndelt enn opprinnelig grunnet konfidensielt materiale.

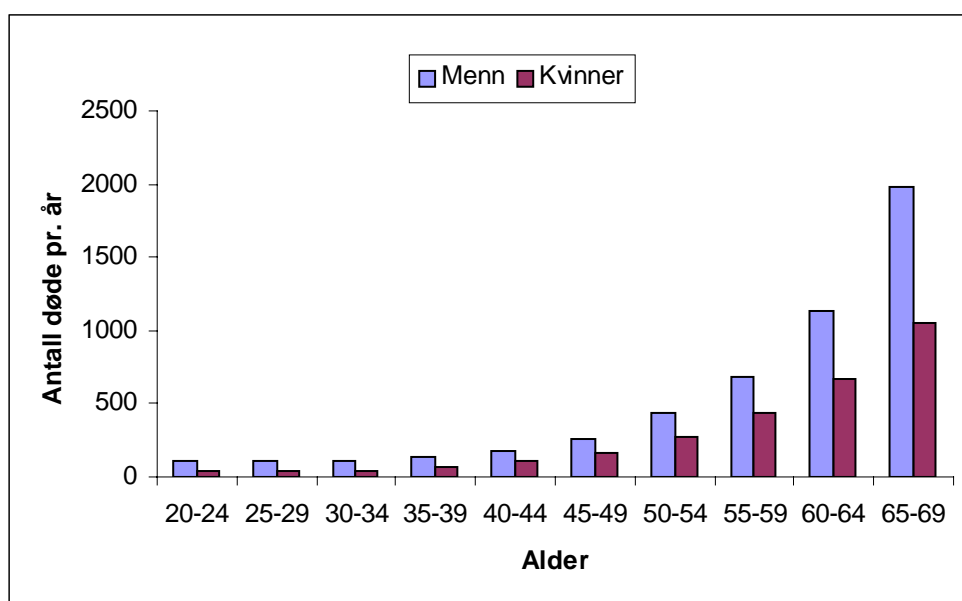
Figur 2.3 Menns risiko ift. kvinners

Kilde: Egne beregninger basert på tallmateriale fra If Skadeforsikring. Dette gjelder Ufør annen sykdom (UAS), dvs. alle sykdommer bortsett fra yrkessykdom. Menns risiko i forhold

til kvinners er regnet ut som følger:
$$\frac{risiko_{menn} - risiko_{kvinner}}{risiko_{kvinner}} \cdot 100$$

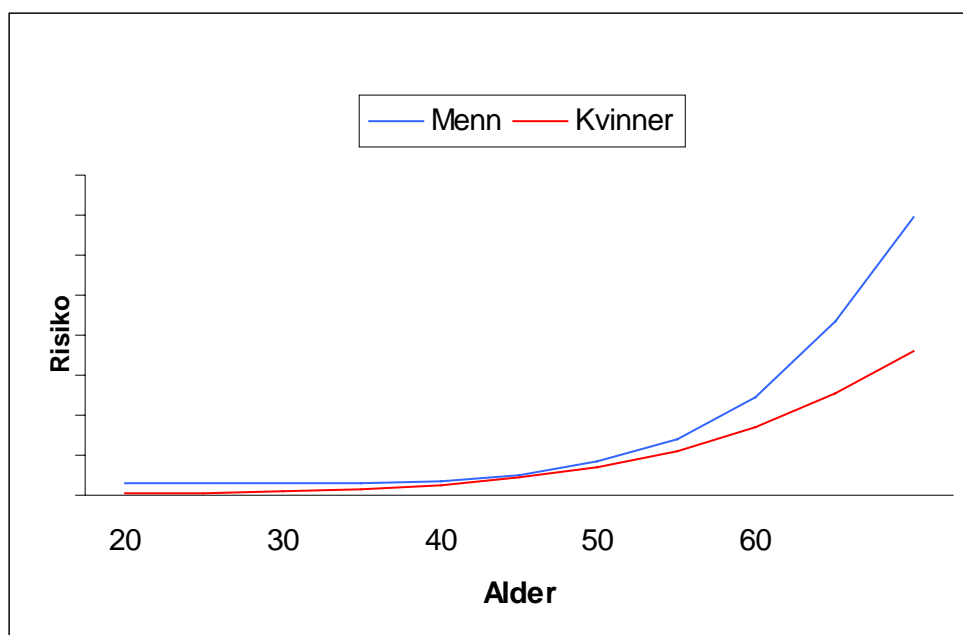
Av Figur 2.4 ser vi at situasjonen er snudd for død. Kvinner har som kjent en høyere gjennomsnittlig levealder enn menn. Her opereres det med risikoer som sier at en mann i midten av 30 årene har 40-50 % høyere risiko for å dø det nærmeste året enn en jevnaldrende kvinne. Forsikringspremiene vil ikke bli tilsvarende ulike. Administrasjonsgebyr og andre faktorer som er uavhengige av kjønn og alder, jevner ut forskjellen i pris noe. Eksempelvis vil en kvinne i begynnelsen av 30 årene ha en årlig uførepremie som er ca. 45% høyere enn for en jevnaldrende mann.

Figur 2.4 Døde pr. 100 000 i yrkesaktive aldersgrupper



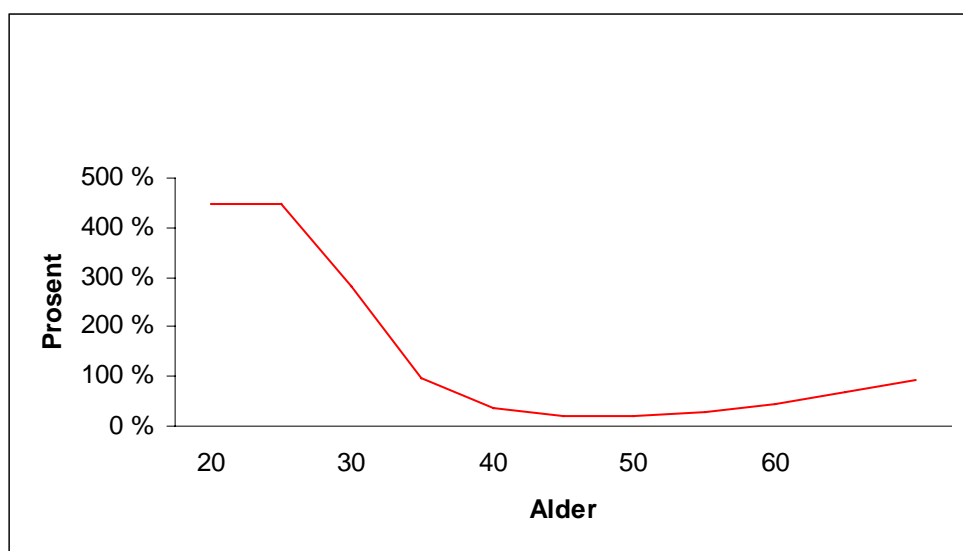
Kilde: Tallmateriale fra Statistisk sentralbyrå, 2005a. Figuren er basert på gjennomsnitt 1996-2004. Befolkningstall basert på middelfolkemengde, det vil si gjennomsnittet av folketallet ved årets begynnelse og årets slutt.

Figur 2.5 Risiko for død ved ulike aldre



Kilde: Tallmateriale fra If Skadeforsikring. Dette gjelder død annen sykdom (DAS), det vil si alle sykdommer bortsett fra yrkessykdom. De faktiske sannsynlighetene er ikke tatt med på y-aksen og alder er grovere inndelt enn opprinnelig grunnet konfidensielt materiale

Figur 2.6 Differanse i risiko for død ved ulike aldre; menn ift. kvinner

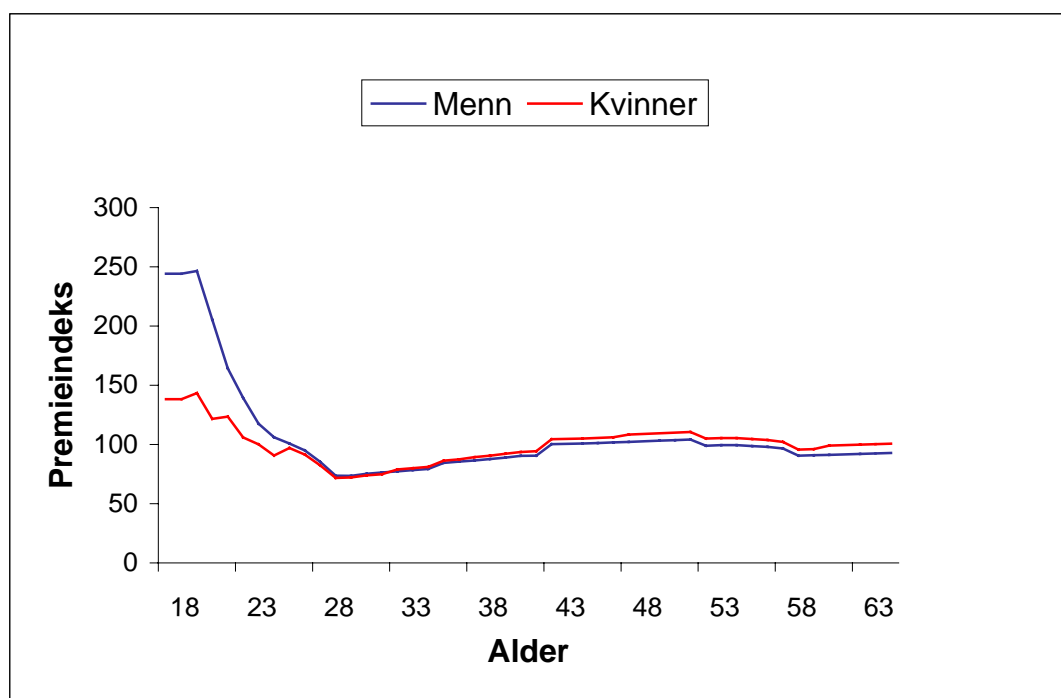


Kilde: Egne beregninger basert på tallmateriale fra If Skadeforsikring. Dette gjelder død annen sykdom (DAS), det vil si alle sykdommer bortsett fra yrkessykdom. Menns risiko i

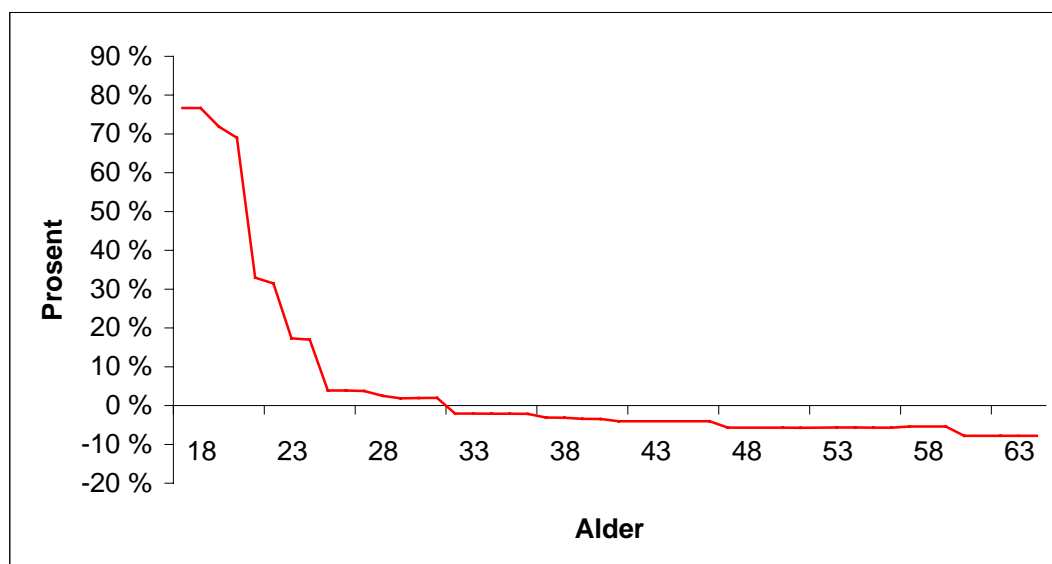
forhold til kvinners er regnet ut som følger:
$$\frac{risiko_{menn} - risiko_{kvinner}}{risiko_{kvinner}} \cdot 100$$

Det er i bilforsikring vi finner at prisen varierer mest med hensyn på kjønn (FNH, 2006). Dette viser seg i størst grad for de helt unge bilførerne. Dokumentasjon fra If Skadeforsikring viser at en gutt på 18 år har 6 ganger større ulykkesrisiko enn normalrisikoen. Deretter peker risikokurven raskt nedover. En mann på 24-25 år har under det dobbelte av normalrisikoen. En 18 år gammel kvinne har ca. 2,5 gang større ulykkesrisiko enn normalen. I 25-27 års alderen har menn og kvinner omtrent lik risiko. Fra 30 år og oppover har kvinner i gjennomsnitt 3 % flere skader enn menn, men kvinnes skader koster mindre enn mennenes.⁴ Fagsjef Ola Roll i If Skadeforsikring gir i Bergens Tidende et eksempel: En 20 år gammel kvinne uten bonus må betale rundt 15 500 kroner for å forsikre en relativt liten og rimelig bil, mens en 20 år gammel mann må betale 31 000 kroner for samme forsikring. Med den nye loven som gjør kjønnsdifferensiering ulovlig, må begge betale omtrent 25 000 kroner i året. Grunnen til at det går opp mer for kvinner enn det går ned for menn, er at prisene er vektet. Det er flere menn enn kvinner som forsikrer biler (Bergens Tidende, 01.12.2005). Dette er et litt ekstremt eksempel da det her er snakk om en ny bil med full kasko, noe som ikke er det vanligste tilfellet for en 20-åring, men det illustrerer noe av effekten ved den nye loven. Figur 2.7 og Figur 2.8 viser hvordan forskjellen jevner seg ut ettersom kunden blir eldre, og at kvinner etter hvert faktisk får høyere pris enn menn.

⁴ Tallene viser totaltall for forsikringsskader på bil, i hovedsak knyttet til bilkjøring. Tallene er korrigert for kjørelengde. If Skadeforsikring forsikrer vel 30 % av privatbilene i Norge. Opplysningene er hentet fra et intervju med Ola Roll i Bergens Tidende, 03.12.2002, med små endringer da jeg i ettertid selv har snakket med Ola Roll på If .

Figur 2.7 Premieforløp alder vs. kjønn

Kilde: If Skadeforsikring. Dette gjelder VW 1.6, P12, Oslo, ny bil, med ung bruker, ansvar og kasko.

Figur 2.8 Differanse bilpremie menn ift. kvinner

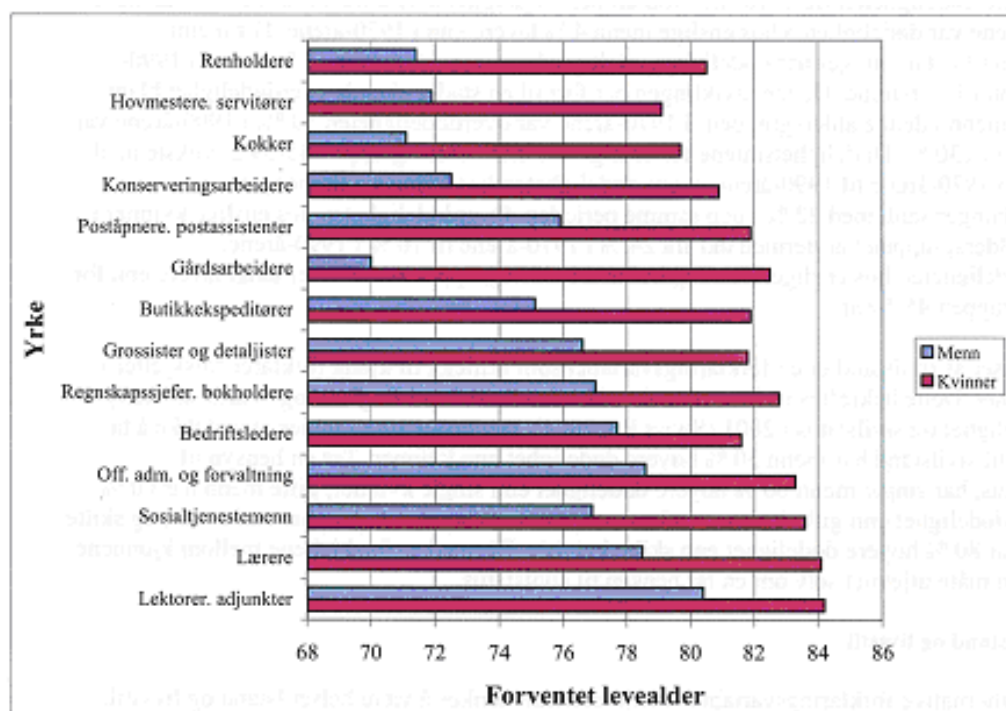
Kilde: Egne beregninger basert på tallmateriale fra If Skadeforsikring. Dette gjelder VW 1.6, P12, Oslo, ny bil, med ung bruker, ansvar og kasko. Differanse menns bilpremie i forhold til

kvinner er regnet ut som følger:
$$\frac{premieindeks_{menn} - premieindeks_{kvinner}}{premieindeks_{kvinner}} \cdot 100$$

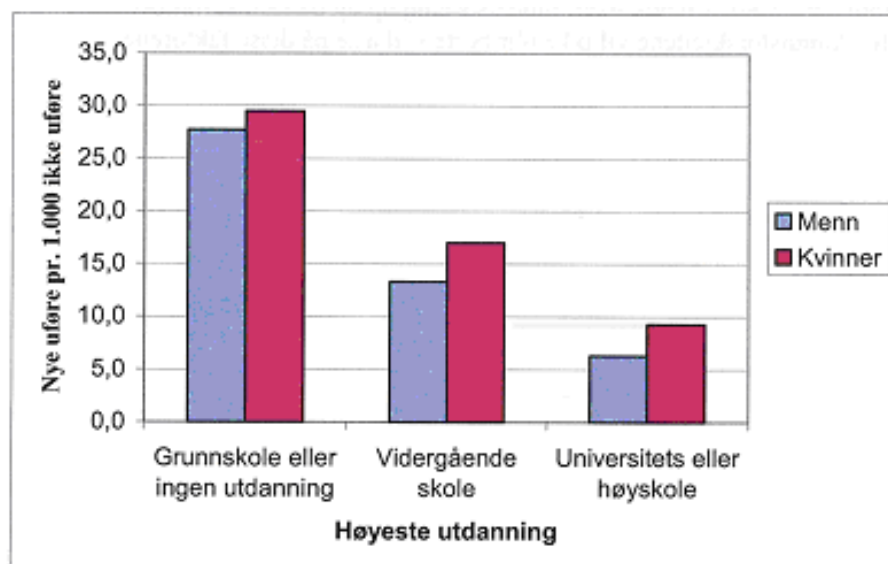
2.4 Alternative forklaringsvariabler

Likestillingsombudet mener at man i de fleste forsikringer vil ha alternative faktorer å legge vekt på, bortsett fra de forsikringer som er nært knyttet til dødsrisiko og levealder. Ombudet konkluderte i 2000 med at det forelå saklige grunner for å benytte kjønn som faktor ved livs- og pensjonsforsikring. Begrunnelsen for at det blir godtatt med kjønnsdifferensiering her i motsetning til i syke- og skadeforsikringene, er at det man betaler i forsikringspremie skal dekke den utbetalingen man en gang vil få. Det vil si at livproduktene i stor grad er et spareprodukt heller enn forsikring og derfor vil andre prinsipper gjøre seg gjeldende. Ved forsikringer som gir engangsutbetaling ved død, vil det beregnes en høyere premie for menn enn for kvinner, fordi menn statistisk sett dør tidligere enn kvinner. Når forsikringen betales over tid, eksempelvis pensjonsforsikringer, vil det beregnes en høyere premie for kvinner enn for menn, fordi kvinner statistisk sett lever lenger enn menn. Kjønn er en viktig variabel i livs- og pensjonsforsikringer, og det finnes få andre alternative faktorer å legge vekt på ved beregning av forsikringspremiene. Likestillingsombudet mener derimot at det for skade- og sykeforsikring finnes alternative faktorer en kan benytte. Ombudet mener at siden sykdom og uførhet påvirkes av atferd, vil sykdomshistorie for individet og familien, helseerklæring, livsstil, alder og jobb gi et godt nok grunnlag for risikokategorisering selv om kjønn utelates. For bilforsikring mener ombudet at man også her har en rekke andre faktorer å gå ut i fra, som kjørelengde, biltype, bilens alder, bosted, bonus og lignende (Likestillingsombudet, 2003). Det faktum at unge menn utgjør en større risiko enn unge kvinner i trafikken må altså vike for likestillingen, og andre atferdsbaserte kriterier må være tilstrekkelig for klassifisering.

Finansnæringens hovedorganisasjon stiller seg skeptisk til at disse alternativene vil veie opp for kjønnsdifferensiering. Forsikringsselskapene benytter seg allerede av mange av de nevnte faktorene for i størst mulig grad å vurdere den enkeltes risiko. Disse faktorene fanger ikke i tilstrekkelig grad opp de betydelige forskjellene det er i risiko mellom kjønnene. I sin rapport viser FNH til data fra Statistisk sentralbyrå som viser at det er betydelige forskjeller i uførhet og dødelighet mellom kvinner og menn, selv etter at det er tatt hensyn til hvilket yrke disse personene har hatt.

Figur 2.9 Forventet levealder etter yrke, 1996-2000

Kilde : FNH 2005a.

Figur 2.10 Uføreintensitet etter høyeste utdanning og kjønn

Kilde: FNH 2005a.

Selv etter at befolkningen er gruppert etter yrke, ser vi av Figur 2.9 at det er store forskjeller i forventet levealder for menn og kvinner. For uførhet viser statistisk materiale at

utdanningsnivå spiller en stor rolle i risikoen for å bli ufør. De med grunnskole eller ingen utdanning blir klart oftere uføre enn de med høyere utdanning.⁵ Også her viser tallmateriale fra Statistisk sentralbyrå at det innen hver gruppering er forskjell mellom kvinner og menn.

Et annet aspekt er at atferdsbaserte faktorer ofte er uegnet til å brukes som risikoparametre fordi de er ustabile over tid og vanskelige å definere. I tillegg setter bioteknologiloven en stopper for innhenting av informasjon rundt arvelige sykdommer, da det ikke er lov å bruke familiens sykehistorie som risikoparameter. FNH er uenig i vurderingen til likestillingsombudet som hevder at det ikke vil gi særlig store utslag for selskapene å fjerne kjønn som faktor. Et vesentlig dårligere forsikringstilbud til kundene kan bli resultatet (FNH, 2003). Selskapene vil forsøke å finne andre kjennetegn som er korrelert med kjønn og risiko, og differensiere etter disse. Finansnæringens hovedorganisasjon mener at det nok kan finnes slike faktorer, men at det da ikke vil være mulig å fastsette risikoen like godt som i dag. Ifølge Ola Roll i If Skadeforsikring vil det også være begrenset hvor mye mer informasjon enn det de allerede krever, det vil være kostnadseffektivt å innhente. Å skaffe detaljert informasjon om hver enkelt kunde i større grad enn det de allerede gjør, vil kreve både tid og ressurser. Det er i tillegg grenser for hvor mye tid kundene er villige til å bruke på å svare på spørsmål for å gi forsikringsselskapene den informasjonen de ønsker.

2.5 Mulige konsekvenser

Konsekvensene av at kjønn ikke lenger kan benyttes som beregningsfaktor, vil være av størst betydning for bilforsikring og personproduktene. Kjønnsdifferensiering forekommer også sporadisk i andre bransjer, men konsekvensene antas av selskapene å være ubetydelige for disse (FNH, 2003). Det vil bli vanskeligere, om ikke umulig, å sette risikoen like nøyaktig som i dag. Selskapene vil derfor ha vanskeligheter med å sette en riktig pris på risikoen som overtas. Dette kan få flere uheldige konsekvenser. En hovedbekymring er konsekvenser som har med kundenes seleksjon å gjøre. De fleste forsikringer er i dag frivillige. Dette innebærer at man risikerer at lavrisikogruppen vil velge bort å forsikre seg dersom selskapene benytter en kjønnsnøytral tariff. I for eksempel bilforsikring vil en kjønnsnøytral tariff si at unge kvinner må subsidiere unge menn. Hvis dette i stor grad fører til at unge kvinner velger bort

⁵ Andelen i befolkningen med grunnskole eller ingen utdanning er mye høyere for de eldre enn for de yngre. En del av overrisikoen for at lavt utdannede blir uføre må derfor tilskrives alder. Et annet poeng er at utdanningsnivået gir utslag i hvilke jobber en har. For eksempel så har høyt utdannede oftere ikke-fysisk arbeid, hvilket innebærer forholdsvis lav risiko.

de frivillige delene av bilforsikring eller lar være å kjøpe bil, vil kjønnsandelen i porteføljen endre seg. Unge menns risiko vil da bli vektet enda mer i beregning av den kjønnsnøytrale forsikringspremien, og prisen til forbrukerne vil øke. Dette kan igjen føre til at flere i gruppen med lav risiko velger å ikke forsikre seg, som nok en gang vil føre til premieøkning. Et resultat av dette kan i ytterste konsekvens bli at man står igjen med et tilbud som bare er interessant for høyrisikogruppene, med like høy, eller høyere premie enn denne gruppen ville fått dersom selskapene hadde kunnet prisdifferensiere. Samfunnsmessig antas det å være en mindre god løsning at grupper av forsikringstakere velger å stå uten forsikring begrunnet i at forsikringspremiene oppfattes som uriktige (FNH, 2003).

Også for forsikringsselskapene vil dette kunne by på problemer. At premien skal kunne endres kontinuerlig ettersom kjønnsandelen i porteføljen endres er urealistisk.

Premieendringer krever en viss tid. Kjønnsandelen av kundene vil påvirke selskapets profitt; i bilforsikring vil uventet mange kvinner gi gode resultater, mens uventet mange menn vil gi dårlige resultater. Selskapene vil også kunne få problemer i forhold til reassuranse. Dersom forsikringsselskapene ikke kan overbevise reassurandørene om at selskapets premier står i rimelig forhold til den risiko de har overtatt, vil reassurandørene kreve høyere premie eller i verste fall avslå gjenforsikring (FNH, 2003).

En annen mulig følge er at lavrisikogruppene vil få en bedre pris i land som tillater prisdifferensiering. Disse kan da velge å flytte forsikringene til utlandet.

I denne sammenheng er det et poeng at EU landene også har problemstillingen oppe til vurdering. De har frist på seg til 21. desember 2007 for å implementere et forbud mot kjønnsdifferensiering i egen lovgivning. EU-landene har i motsetning til Norge en mulighet for å legge inn en unntaksklausul: Dersom det kan dokumenteres statistisk at kjønn utgjør en forskjell i vurdering av risiko, er dette en akseptabel grunn for å differensiere forsikringspremier etter kjønn. Det er verdt å merke seg at det i Sverige er foreslått å unnta forsikringstjenester fra forbudet mot kjønnsdiskriminering. Dette kan føre til at norske kunder vil ha mulighet til å velge seg bort fra det norske forsikringsmarkedet, og dette kan gi en vanskelig konkurransesituasjon for de norske forsikringsselskapene (FNH, 2005b).

Likestillingsombudet og FNH utviser stor uenighet og ulike syn i denne saken.

Likestillingsombudet mener likestilling kommer først, og at forsikringstilbudet ikke vil forverres nevneverdig da kundene kan kategoriseres etter andre kriterier. FNH mener at dette

vil bli særdeles vanskelig, og at vi vil få følger som ugunstig utvalg og et dårligere forsikringstilbud til forsikringstakerne. Motstanden av statistisk diskriminering med hensyn på kjønn begrunnes med likhetsprinsippet og rettigheten til å bli behandlet likt uavhengig av kjønn. For økonomer dreier diskusjonen seg om velferdseffekter. En hovedbekymring er om et forbud mot kjønnsdifferensiering i prising av forsikring vil føre til at lavrisikogruppen trekker seg ut av markedet. Et annet spørsmål som reiser seg er om de økonomiske tapene ved et slikt forbud vil være større enn gevinstene. Hva med alternative forklaringsvariabler, vil dette kunne erstatte kjønn og vil det være effisient? Disse spørsmålene vil jeg forsøke å belyse i neste kapittel ved hjelp av aktuell økonomisk teori.

3 Teori

3.1 Risiko og klassifisering

Gruppen av forsikrede deler den økonomiske risikoen de står ovenfor i fremtiden ved at forsikringsselskapet får inn tilstrekkelig premie for å dekke de utbetalingene som kreves. En gjennomsnittlig verdi av skader, det vil si frekvens og alvorlighetsgrad på skadene i en gitt gruppe er et mål på fremtidig risiko. Et annet mål på risiko er graden av variasjon (Baranoff, 2004). Et forsikringsselskap må ta høyde for at deres estimerer ikke er helt korrekte, og må ha dekning for at utbetalingen kan bli høyere enn antatt.

Et forsikringsselskap har ingen mulighet til å forutse et enkelt individs risiko, og trenger heller ikke det. Det som er av betydning er hvor mange og hvor store utbetalingene vil bli, ikke til hvem (Baranoff, 2004). Enkeltpersoner har mulighet til å gjøre omtrentlige kalkulasjoner angående egen fremtid ved å gjøre bruk av privat informasjon som forsikringsselskapene ikke har (Flanagan, 1985). Vi står dermed overfor et tilfelle av asymmetrisk informasjon.

Selvseleksjonsmekanismen omtales ofte i økonomisk litteratur som en løsning på dette. Det vil si at forsikringsselskapene tilbyr en meny av kontrakter slik at høyrisikokundene vil kjøpe en dyr forsikring med høy dekning, mens lavrisikokundene vil kjøpe billigere forsikring med lavere dekning. En annen måte for forsikringsselskapene å tilnærme seg problemet med asymmetrisk informasjon er å observere karakteristika som er korrelert med risikoklasse og kategorisere forsikringstakerne etter dette. Man kategoriserer da risiko ufullstendig.

Ufullstendig i den forstand at man deler inn i grupper hvor gjennomsnittsrisikoen er høyere i den ene gruppen enn i den andre, men et enkeltindivid med lav risiko kan likevel havne i høyrisikogruppen (Hoy, 1982).

Ved å gjøre bruk av erfaring og tilgjengelig statistikk kan et forsikringsselskap gjøre seg opp en velvurdert og begrunnet mening om hvilke grupper som representerer mindre risiko enn andre. En forutsetning for å kunne dra nytte av statistisk grunnlag er at man har et relativt stort utvalg. Fordelen med et stort utvalg er "De store talls lov" som er et av fundamentene i forsikring. "De store talls lov" sier at ettersom antallet i utvalget øker, vil variasjonen rundt forventningen reduseres. Et viktig kriterium for at "De store talls lov" skal fungere, er at observasjonene er hentet fra et relativt homogent utvalg. Man vil derfor etterstrebe å samle de individene med lik risiko i en gruppe, slik at de som deler risikoen deltar på et så likt grunnlag

som mulig (Baranoff, 2004). Ved at selskapet tilbyr disse gruppene forsikring tilpasset deres risiko vil nye forsikringstakere tiltrekkes markedet, eller man vil vinne kunder over fra konkurrentene. Klassifisering i grupper vil foregå til det nåes en likevekt hvor hver gruppe betaler en premie tilsvarende det som kreves for å dekke forventede krav fra denne gruppen. Prosessen vil føre til flere og flere grupperinger inntil grensekostnadene ved å klassifisere ytterligere vil være så store at selskapet ikke tjener på nærmere kategorisering (Flanagan, 1985).

3.2 Ugunstig utvalg

En av hovedbekymringene til FNH ved å fjerne kjønnsdifferensiering innen premiesetting, er at det blir for dyrt for forsikringstakere med lav risiko slik at de vil velge å stå uten forsikring. Hovedtyngden av økonomisk litteratur stadfester et slikt ugunstig utvalg som et uunngåelig fenomen hvis en ikke prisdiskriminerer ut fra risiko (Eisenhauer, 2004). Forsikringstakere med lav risiko vil ikke være villige til å subsidiere dem med høy risiko, og vil trekke seg ut fra forsikringsmarkedet. Hvor mye en er villig til å betale for å overføre risikoen til andre vil avhenge av graden av risikoaversjon. Det hver konsument vil være villig til å betale for full forsikring kaller vi reservasjonspris, X . Forsikringstakeren vil ikke betale mer for forsikringen enn at de har like stor nytte når de kjøper forsikring som den forventende nytten under usikkerhet, det vil si $(1-p)U(W) + pU(W-d) = U(W-X)$. W er den opprinnelige verdien konsumenten er i besittelse av, p er skadesannsynlighet og d økonomisk tap ved skade. Taylor ekspanderer⁶ av dette uttrykket rundt $U(W)$ gir et uttrykk for reservasjonsprisen ved å løse ut for X : $X = pd + 0,5pd^2A$, hvor $A = \frac{-U''(W)}{U'(W)}$ som er Arrow-Pratts mål på absolutt

risikoaversjon (Eisenhauer, 2004). Hvis en antar at $d = W$ når tap oppstår, reduseres uttrykket for reservasjonsprisen til $X = pd + 0,5pRd$, hvor $R = \frac{-WU''(W)}{U'(W)}$ som er Arrow-Pratts mål på

relativ risikoaversjon. $d = W$ vil si at delvis tap av forsikringsobjektet ikke er mulig.

Eksempler på dette kan være biltyveri, død og 100 % uførhet. $m = (X/d) = p + 0,5pR$ er maksimum for hva konsumentene er villige til å betale per krone utbetaling ved eventuell skade (Eisenhauer, 2004). Markedet består av mange ulike typer forsikringstakere, og det vil være individuelle forskjeller i verdien på p og R .

⁶ Bruk av Taylor rekken gir: $(1-p)U(W) + pU(W-d) - pdU'(W) + 0,5pd^2U''(W) = U(W) - XU'(W)$

Totaldifferensiering av uttrykket for m gir $dm = dp + 0,5Rdp + 0,5pdR$, og $\frac{dm}{dp} > 0$ for alle

$\frac{dR}{dp} \geq 0$. Dette beskriver tilfellet av ugunstig utvalg. Jo høyere risiko for skade, desto mer

risikoavers og mer villig til å betale for forsikring vil forsikringstakeren være.

Økonomisk litteratur antar som regel $\frac{dR}{dp} \geq 0$, men man kan ikke utelukke $\frac{dR}{dp} < 0$

(Eisenhauer, 2004). Det er mulig at en del av skadene som forekommer, grunnes en viss grad av uforsiktighet. For eksempel kan unge gutters overrepresentasjon i bilskader og dødsfall skyldes en mer uforsiktig atferd sammenlignet med jenter. Det vil si det samme som at unge

gutter er mindre risikoaverse enn unge jenter, og gir sammenhengen $\frac{dp}{dR} < 0$. For at dette skal

gi $\frac{dm}{dp} \leq 0$, må $\frac{dR}{dp} \leq \frac{-(2+R)}{p}$. Det vil si at en liten økning i skadesannsynligheten må føre

til en tilstrekkelig stor reduksjon i graden av risikoaversjon for at ugunstig utvalg problematikken skal unngås (Eisenhauer, 2004).

3.3 Et forsikringsmarked med asymmetrisk informasjon

Rothschild og Stiglitz (1976) viser at et marked som består av individer med ulik risiko som er ukjent for forsikringsselskapet, ikke vil kunne ha en likevekt hvor alle tilbys samme kontrakt. Det vil si at en ikke-separerende likevekt er utelukket. Forsikringsmarkedet består av to typer aktører, forsikringstakere som kjøper forsikring og forsikringsselskaper som selger den. Forsikringstakeren kjøper forsikringskontrakt α slik at han fordeler sin inntekt over ulike tilstander og situasjoner i livet. Konsumenten har en inntekt lik W hvis ingen skade inntreffer og $W - d$ hvis skade inntreffer. Individet kan forsikre seg økonomisk mot skade ved å betale en forsikringspremie, α_1 til forsikringsselskapet. For dette vil han få $\hat{\alpha}_2$ i erstatning hvis skade inntreffer. Konsumentens forventede nytte er da

$V(p, \alpha) = (1-p)U(W - \alpha_1) + pU(W - d + \alpha_2)$, hvor $U(W)$ er nytten konsumenten har av den økonomiske inntekten, p er sannsynligheten for skade, d er økonomisk tap ved skade, $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$ og $\alpha_2 = \hat{\alpha}_2 - \alpha_1$ er nettoutbetaling.

Konsumenten vil velge den forsikringskontrakten som maksimerer $V(p, \alpha)$. Det antas at forsikringen ikke er obligatorisk slik at det alltid vil være mulig å ikke kjøpe forsikring, det vil si at α kun kjøpes hvis $V(p, \alpha) \geq V(p, 0) = (1-p)U(W) + pU(W-d)$.

For enkelhets skyld kalles $W - \alpha_1$ for W_1 og $W - d + \alpha_2$ for W_2 . Konsumentens forventede nytte blir da som følger: $V(p, \alpha) = (1-p)U(W_1) + pU(W_2)$,

Konsumentene antas å være risikoaverse, det vil si at $U'' < 0$.

I motsetning til konsumentene antas forsikringsselskapene å være risikonøytrale, følgelig er de bare opptatt av forventet profitt (π). En forsikringskontrakt α har da følgende forventede verdi for forsikringsselskapet: $\pi(p, \alpha) = (1-p)\alpha_1 - p\alpha_2$. I et fullkomment konkurranse marked med fri adgang vil forventet profitt være null (Rothschild og Stiglitz, 1976).

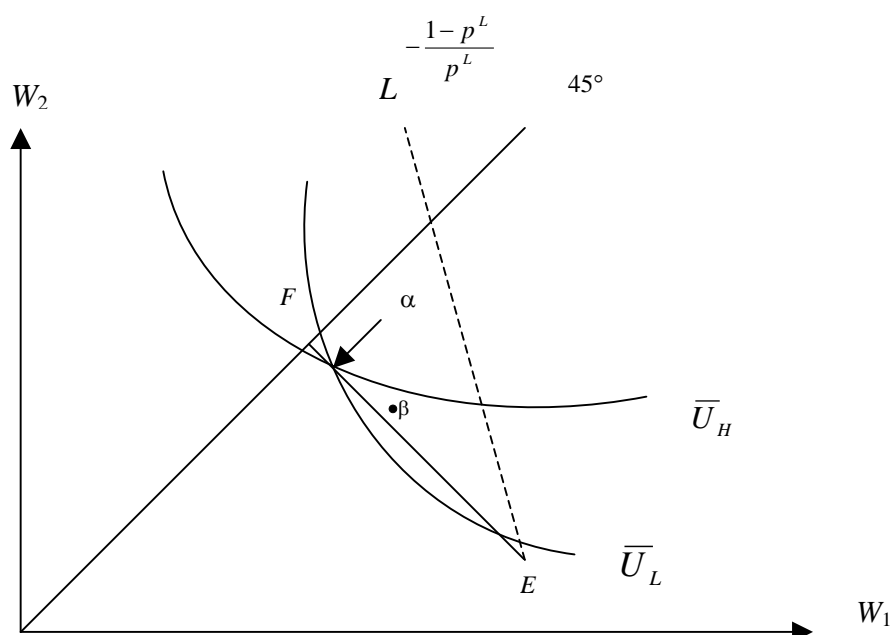
I Figur 3.1 viser x -aksen konsumentens verdier når skade ikke inntreffer, og y -aksen viser verdier når skade har inntruffet og konsumenten har lidt et økonomisk tap. Ettersom konsumenten kjøper mer forsikring beveger han seg oppover og mot venstre i figuren, W_1 vil da reduseres og W_2 øke. EF linjen viser de kombinasjoner av α_1 og α_2 som gir rettferdig tilbakebetaling ut fra innbetaling, og som gir null i profitt. Punktet E representerer en situasjon hvor kunden ikke har noe forsikring, og F representerer full forsikring. Langs 45° -linjen er $W_1 = W_2$, eller $W - \alpha_1 = W - d + \alpha_2$, altså $d = \hat{\alpha}_2$ slik at utbetalingen akkurat dekker skaden. Vi kan se bort fra kontrakter over 45° -linjen, da det ville bety at utbetalingen er større enn skaden (Phlips, 1988).

Forsikringsmarkedet består av konsumenter med ulik risiko og forsikringsselskapet vet ikke deres eksakte risiko. Med to ulike risikogrupper i markedet har vi da lavrisikogruppen med skadesannsynlighet p^L , og høyrisikogruppen med skadesannsynlighet p^H , hvor $p^H > p^L$. EF linjen tilknyttet risikogruppe i har helning $(1-p^i)/p^i$.⁷ Hvis disse tilbys samme kontrakt, vil de ha en gjennomsnittlig skadesannsynlighet: $\bar{p} = \gamma p^H + (1-\gamma)p^L$, hvor γ er andelen høyrisikokunder. EF linjen har da helning $(1-\bar{p})/\bar{p}$. Høyrisikogruppen og lavrisikogruppen vil nå ha ulike indifferenskurver \bar{U}_i med helning $-\frac{U'(W_1)(1-p^i)}{U'(W_2)p^i}$, med $i = H, L$. Dette er

⁷ $(1-p^i)\alpha_1 - p^i\alpha_2 = 0$, differensierer og får $\frac{d\alpha_2}{d\alpha_1} = \frac{(1-p^i)}{p^i}$

den marginale substitusjonsrate.⁸ Grensenytten av inntekt er den samme for begge typer konsumenter og skadesannsynligheten er den eneste forskjellen. Det vil si at indifferenskurven til lavrisikogruppen er brattere enn for høyrisikogruppen og følgelig vil disse krysse hverandre. Det finnes uendelig mange indifferenskurver for hvert individ og i Figur 3.1 ser vi på ett tilfelle hvor indifferenskurvene for de to ulike gruppene krysser hverandre ved EF -linjen.

Figur 3.1 Et forsikringsmarked med asymmetrisk informasjon



Kilde: Phelps, 1988

For å vise at α ikke kan være en Nash likevekt, kan man se på et tilfelle hvor alle selskapene tilbyr kontrakten α . Det vil da lønne seg for et selskap å tilby kontrakten β i stedet. Kontrakt β vil foretrekkes av lavrisikogruppen, mens høyrisikogruppen fremdeles vil foretrekke kontrakt α . Det selskapet som tilbyr β vil da få alle lavrisikokundene og vil oppnå positiv profitt. De selskapene som fremdeles tilbyr α vil da sitte igjen med bare høyrisikokundene og oppnå negativ profitt. Vi har derfor ingen ikke-separerende Nash likevekt i denne typen marked (Macho-Stadler og Perez-Castrillo, 2001). Rothschild og Stiglitz (1976) viser at et sett (α^H, α^L) er eneste mulige likevekt i et marked med både høy- og lavrisikokonsumenter, hvor det tilbys full forsikring til høyrisikogruppen og delvis forsikring til lavrisikogruppen.

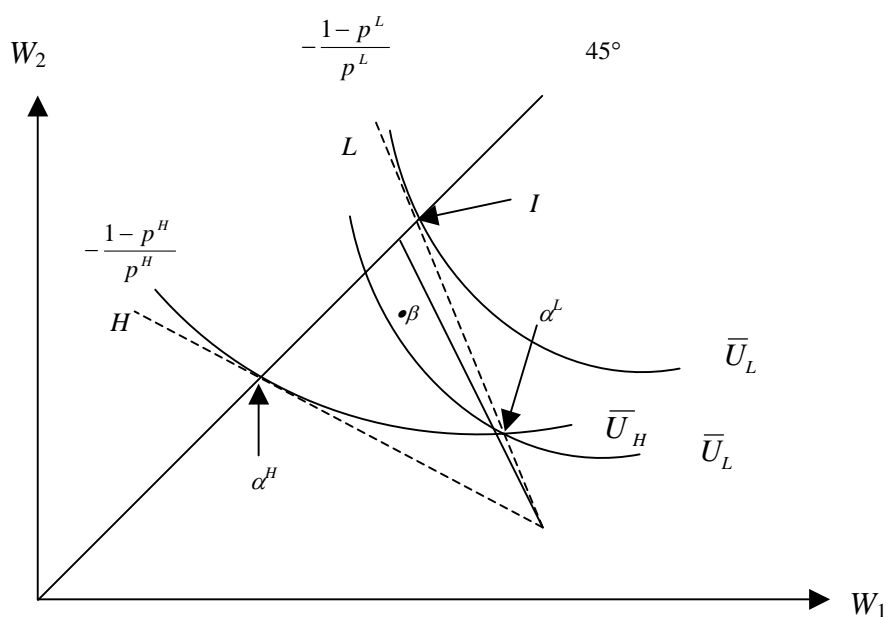
⁸ $dV(p, W_1, W_2) = (1-p^i)U'(W_1)dW_1 + p^iU'(W_2)dW_2 = 0$

Omformulerer og får helningen til \bar{V} : $\frac{dW_2}{dW_1} = -\frac{U'(W_1)(1-p^i)}{U'(W_2)p^i}$

felles kontrakt som alle ville foretrekke, og det ville ikke være noe separerende likevekt.

Grafisk kan dette vises som i Figur 3.3. β betegner den ikke-separerende kontrakten som kan tilbys, slik at vi ikke har en Nash likevekt.

Figur 3.3 Et marked uten likevekt



Kilde: Macho-Stadler og Perez-Castrillo, 2001

3.4 Kategorisk diskriminering

Crocker og Snow (1986) viser at bruk av kostnadsfri informasjon til å kategorisere forsikringstakerne alltid gjør forsikringsmarkedet mer effisient. Dette gjør de ved å vise at nyttemulighetsområdet for et marked som gjør bruk av kostnadsfri, ufullstendig informasjon, alltid vil ligge delvis utenfor og aldri innenfor nyttemulighetsområdet til et marked uten kategorisering. Nyttemulighetskurven gir nyttens fordeling assosiert med alle Pareto-effektive allokeringer av godene. En allokering er Pareto-effektiv hvis man ikke kan gane en person uten å gjøre det verre for en annen. En Pareto-forbedring vil altså si at minst en får det bedre uten at noen får det verre (Varian, 1992). Pareto-kriteriet er et strengt krav på effisiens da det er veldig sjelden man kan gjøre en endring uten at noen vil oppfatte det som negativt. Det finnes derfor et alternativt mål på effisiens som kalles Kaldor-Hicks-kriteriet. Det sier at hvis gevinstene for den ene gruppen i prinsippet kan kompensere for tapene i den andre, så er det en forbedring (Wikipedia, 2006). I sammenheng med forsikring vil Kaldor-Hicks-kriteriet være ekvivalent med å minimere kostnadene ved risiko. Disse kostnadene består i direkte

kostnader ved skader og oppgjør, og kostnader knyttet til risikostyring, aktiviteter i respons til risiko, risikobæring og risikooverføring (Harrington og Doerpinghaus, 1993).

Modellen baseres på antakelsen om at det finnes en samfunnsplanlegger som styres av Kaldor-Hicks-kriteriet,⁹ og som har makt til å fordele forsikring i markedet. Et viktig poeng for at dette skal bli en realistisk vurdering av hva som ville vært optimalt under de forutsetninger vi har i økonomien, er at samfunnsplanleggeren ikke innehar mer informasjon enn markedsaktørene (Crocker og Snow, 2000). Det vil si at vi er i et marked med asymmetrisk informasjon. I sin analyse bruker Crocker og Snow hypotetiske kompensasjonstester, hvilket er et vanlig verktøy i lønnsomhetsanalyser. De tar utgangspunkt i Rothschild og Stiglitz' modell, og sammenlikner nyttemulighetskurvene for et forsikringsmarked uten kategorisering, et med kostnadsfri kategorisering og et med kostbar kategorisering.

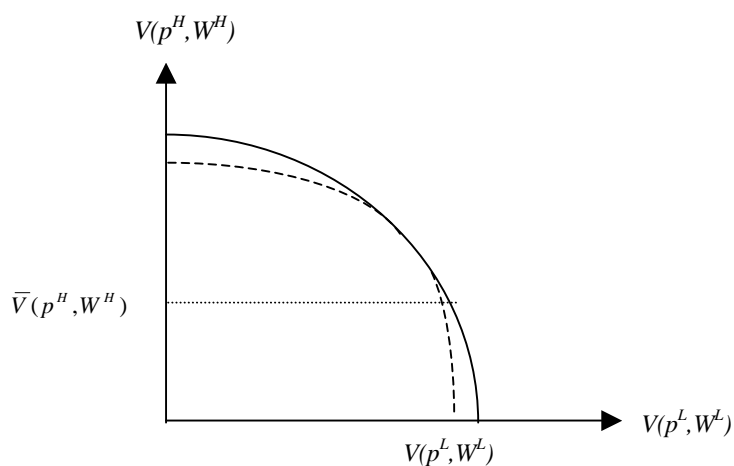
3.4.1 Uten kategorisering

Når et marked med asymmetrisk informasjon står uten mulighet for kategorisk differensiering på grunnlag av type, vil selvseleksjonsmekanismen være eneste mulighet for at forsikringstakerne skal få typespesifikke kontrakter. Sammenlignet med en situasjon hvor man har symmetrisk informasjon vil forsikringstakerne med høy risiko få samme allokering og full forsikring. De med lav risiko må derimot betale for informasjonsasymmetrien ved at de vil foretrekke en delvis forsikring fremfor en full forsikring for sin type. For en grafisk fremstilling av dette kan vi se tilbake på Figur 3.2. Der er α^L kontrakten som foretrekkes av lavrisikogruppen når det er asymmetrisk informasjon. I er kontrakten som ville blitt foretrukket av de med lav risiko om forsikringsselskapene visste hver enkelts risiko og kunne tilby helt typespesifikke kontrakter. I virkeligheten er asymmetrisk informasjon et faktum og lavrisikogruppen vil ved at de velger en delvis forsikring, signalisere at de er lavrisikoindivider (Macho-Stadler og Pérez-Castrillo, 2001). Alle allokeringer som omtales her er nest-best løsninger, da asymmetrisk informasjon krever kostbar signalisering fra lavrisikoindividene (Crocker og Snow, 2000). De med høy risiko vil altså ha samme nyttenivå som under symmetrisk informasjon, mens de med lav risiko vil få noe lavere nytte. I Figur 3.4 representerer den ytterste nyttemulighetskurven et marked med symmetrisk informasjon, og

⁹ Crocker og Snow (2000) skriver i sin artikkel at samfunnsplanleggeren styres av Pareto-kriteriet og bruker termen potensiell Pareto-forbedring om Kaldor-Hicks-kriteriet. Ved hjelp av et skatte-subsidie system som de mener kan gjennomføres i praksis for at vinnerne skal kompensere taperne, viser de at en potensiell Pareto-forbedring kan gjøres om til en faktisk Pareto-forbedring. De bruker derfor ordlyden Pareto-forbedring i stedet for potensiell Pareto-forbedring. Da et slikt skatte-subsidie system ikke finnes per dags dato velger jeg heller å kalle dette Kaldor-Hicks-kriteriet.

den innerste stiplede linjen representerer nyttemulighetskurven til et marked med asymmetrisk informasjon.

Figur 3.4 Nyttemulighetskurver under symmetrisk og asymmetrisk informasjon



Forsikringstakere med lav risiko vil likevel tjene på å bli tilbudt en typespesifikk kontrakt sammenlignet med en ikke-separerende kontrakt. For å maksimere total nytte under asymmetrisk informasjon må man derfor ta utgangspunkt i å maksimere nytten til de med lav risiko gitt høyrisikogruppens opprinnelige nyttenivå, selvseleksjonsbetingelsene og ressursbetingelsen i økonomien. For å finne den mest effisiente allokering under disse betingelsene har Crocker og Snow (1986) satt opp følgende maksimeringsproblem:

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & V(p^L, W^L) \\ & (W^H, W^L) \end{aligned}$$

Gitt bibetingelsene:

- 1) $R(W^H, W^L; \gamma) - \bar{W} \leq 0$
- 2) $V(p^L, W^L) \geq V(p^L, W^H)$
- 3) $V(p^H, W^H) \geq V(p^H, W^L)$
- 4) $V(p^H, W^H) \geq \bar{V}^H$

Den første bibetingelsen er ressursbetingelsen, den forteller oss at kostnadene ved å reallokere den enkeltes rikdom ikke kan overstige økonomiens totale formue per innbygger og at vi ikke

kan ha negativ profitt. Dette ser en ved å se på sammenhengen mellom ressursbetingelsen og profittfunksjonen for selskapene:

$$R(W^H, W^L; \gamma) = \gamma \rho(p^H, W^H) + (1-\gamma) \rho(p^L, W^L)$$

$$\text{Hvor } \rho(p, W) = (1-p)W_1 + p(W_2+d) = (1-p)(W - \alpha_1) + p(W-d + \alpha_2 + d) = W - \alpha_1 + p \hat{\alpha}_2 \\ = W - \pi(p, \alpha), \text{ og } W = (W_1, W_2).$$

Videre gir dette:

$$R(W^H, W^L; \gamma) = \gamma (W^H - \alpha_1 + p^H \hat{\alpha}_2) + (1-\gamma)(W^L - \alpha_1 + p^L \hat{\alpha}_2) \text{ og}$$

$$R(W^H, W^L; \gamma) - \bar{W} = \gamma(p^H \hat{\alpha}_2) + (1-\gamma)(p^L \hat{\alpha}_2) - \alpha_1 \leq 0, \text{ hvilket sier at en ikke kan ha negativ forventet profitt i et gjennomsnitt over de to typene forsikringstakere.}$$

Bibetingelsene 2) og 3) er selvseleksjonsbetingelsene. Det vil si at forsikringstakeren skal svakt foretrekke kontrakten spesielt tilpasset sin type fremfor alternativene. Den siste bibetingelsen stadfester at høyrisikogruppen må oppnå et minimum av nyttenivå. Ved å velge ulike nivåer for \bar{V}^H vil en få et sett av effektive allokeringer.

Ikke alle betingelsene er bindende. Begge selvseleksjonsbetingelsene kan ikke gjelde med likhetstegn, og det kan vises at det er tilstrekkelig om betingelse 3) binder (Varian, 1992). Nullprofittkriteriet i et fullkomment konkurranse marked med fri adgang gir oss en bindende ressursbetingelse. Det vil si at vi har minst to aktive betingelser:

$$\gamma \rho(p^H, W^H) + (1-\gamma) \rho(p^L, W^L) - \bar{W} = 0$$

$$V(p^H, W^H) - V(p^H, W^L) = 0$$

I noen tilfeller vil også $V(p^H, W^H) - \bar{V}^H = 0$ gjelde. Ved tilstrekkelig lav \bar{V}^H vil vi derimot ha $\bar{V}^H < V(p^H, W^H)$.

For å løse slike optimeringsproblemer med slakkhetsbetingelser brukes ikke-lineær programmering og Kuhn-Tucker-betingelsene.¹⁰ Crocker og Snow finner at i en optimal løsning uten kategorisering må disse sammenhengene gjelde:

$$\text{a) } W_1^H = W_2^H$$

$$\text{b) } V(p^H, W^H) = V(p^H, W^L)$$

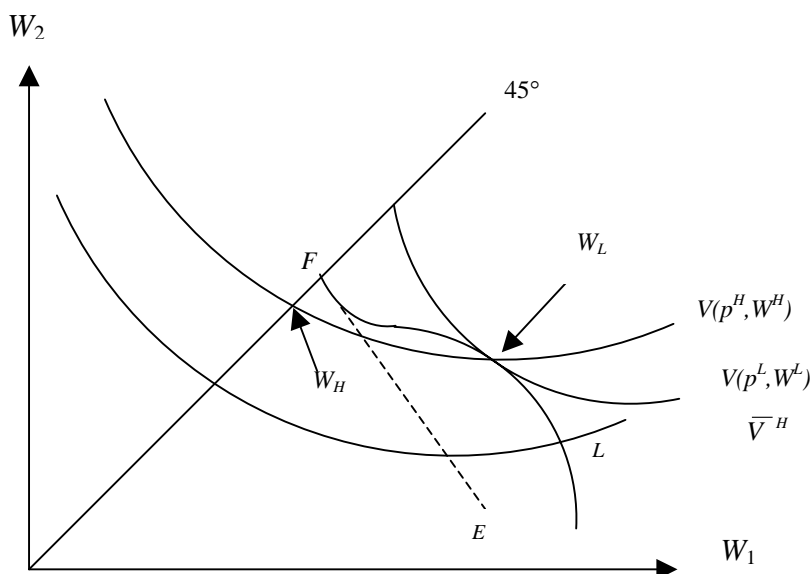
¹⁰ Crocker og Snow (1986) viser at gradientene til de tre aktive betingelsene er lineært uavhengige vektorer i alle potensielle løsninger, slik at Kuhn-Tucker-betingelsene er tilstrekkelige.

- c)
$$\frac{(1-p^L)U'(W_1^L)}{p^L U'(W_2^L)} = \frac{\gamma(1-p^H)U'(W_1^L) + (1-\gamma)(1-p^L)U'(W_2^H)[1+(\lambda_4/\lambda_3)]}{\gamma p^H U'(W_2^L) + (1-\gamma)p^L U'(W_2^H)[1+(\lambda_4/\lambda_3)]}$$
- d) $R(W^H, W^L; \gamma) = \bar{W}$

Hvor λ_i er lagrangemultiplikatoren til bibetingelse $i = 1, 2, 3, 4$.

Likning a) og b) forteller oss at høyrisikogruppen tilbys full forsikring slik at kontrakten er plassert på 45°-linjen, og at høyrisikogruppen er indifferent til en kontrakt laget for sin gruppe og for lavrisikogruppen. Det kan vises at høyresiden i c) er helningen til FL -kurven¹¹ når $\lambda_4 = 0$, og at denne vil avta mot 45°-linjen. FL -kurven viser lavrisikogruppens allokeringer av formue som sammen med en allokering for høyrisikogruppen som oppfyller a) og b) vil tilfredstille ressursbetingelsen. Venstresiden i c) er lavrisikogruppens marginale substitusjonsrate. Den optimale kontrakten finner vi dermed ved tangering av indifferenskurven til lavrisikogruppen og FL -kurven. Som en av Kuhn-Tucker-betingelsene har vi at $\lambda_4 = 0$ når $\bar{V}^H < V(p^H, W^H)$, og $\lambda_4 \leq 0$ når $\bar{V}^H = V(p^H, W^H)$ (Sydsæter, 2002). For tilstrekkelig lav \bar{V}^H vil det altså være sikkert at $\lambda_4 = 0$, og et slikt tilfelle vises i Figur 3.5 (Crocker og Snow, 1986).

Figur 3.5 Optimal allokering uten kategorisering



Kilde : Crocker og Snow, 1986

¹¹ Formen på FL -kurven er uklar. Fombaron og Dionne (1996) viser at FL -kurven må være konveks rundt F, men ikke mer enn at man alltid vil få en entydig løsning. Siden vi har $W_1^H = W_2^H = W_1^L = W_2^L$ i F kan helningen omskrives til $\frac{\gamma(1-p^H) + (1-\gamma)(1-p^L)}{\gamma p^H + (1-\gamma)p^L}$ når $\lambda_4 = 0$, dette reduseres til $\frac{1-\bar{p}}{\bar{p}}$ som er helningen til EF -linjen.

$V(p^H, W^H)$ i Figur 3.5 tilsvarer en kritisk verdi; \bar{V}_0^H . Ved denne verdien på høyrisikogruppens minimale nyttenivå er nyttebetingelsen 4) bindende.

3.4.2 Kategorisering uten kostnader

Det antas at forsikringstakerne har observerbare kjennetegn som skiller dem i ulike risikogrupper, og at disse kjennetegnene er kostnadsfrie å innhente. Eksempler på slike kjennetegn er alder og kjønn som oppgis direkte gjennom forsikringstakerens personnummer. Spørsmålet er om slik informativ, men imperfekt kategorisering vil øke mulighetene for en mer effektiv allokering i forsikringsmarkedet (Crocker og Snow, 2000). Crocker og Snow nærmer seg dette spørsmålet ved å sammenligne nyttemulighetskurvene for et forsikringsmarked med og uten kategorisering. Hver forsikringstaker tilhører gruppe A eller B , og andelen høyrisikoindivider i gruppe i er γ_i for $i = A, B$. Da B er høyrisikogruppen og A lavrisikogruppen har vi: $0 < \gamma_A < \gamma < \gamma_B < 1$. En andel θ av befolkningen tilhører gruppe A slik at $\theta\gamma_A + (1-\theta)\gamma_B = \gamma$.

En allokering i dette markedet spesifiseres som to par av mulige formueallokeringer og disse noteres som (A^H, A^L) og (B^H, B^L) , der hver av disse er en vektor. Det vil si at $A^i = (A_1^i, A_2^i)$ og $B^i = (B_1^i, B_2^i)$, hvor $i = H, L$. H er høyrisikoindivider og L er lavrisikoindivider. De som taper på en kategorisering vil være enkeltpersoner med lav risiko som havner i høyrisikogruppen. Crocker og Snow tar derfor utgangspunkt i å maksimerer disse forsikringstakernes nytte gitt en del betingelser.

Ressursbetingelsen er nå nullprofitt i gjennomsnitt over de to gruppene. Som i maksimeringsproblemet for et marked uten kategorisering har vi også nå selv-seleksjonsbetingelser. I tillegg trengs betingelser som forsikrer at forsikringstakerne ikke vil komme verre ut i et marked som kategoriserer i forhold til et marked som ikke kategoriserer. Minimumskravet for nytten til forsikringstakerne med høy risiko som i betingelse 4) i et marked uten kategorisering er nå erstattet av en betingelse som sier at de ikke må komme dårligere ut enn om det ikke ble kategorisert.

Dette gir følgende maksimeringsproblem:

$$\text{Max } V(p^L, B^L)$$

Gitt bibetingelsene:

- 1) $\theta R(A^H, A^L; \gamma_A) + (1 - \theta)R(B^H, B^L; \gamma_B) - \bar{W} = 0$
- 2) $V(p^L, A^L) \geq V(p^L, A^H)$
- 3) $V(p^H, A^H) \geq V(p^H, A^L)$
- 4) $V(p^L, B^L) \geq V(p^L, B^H)$
- 5) $V(p^H, B^H) \geq V(p^H, B^L)$
- 6) $V(p^L, A^L) \geq V(p^L, W^L)$
- 7) $V(p^H, A^H) \geq V(p^H, W^H)$
- 8) $V(p^H, B^H) \geq V(p^H, W^H)$

Crocker og Snow (1986) finner at i en optimal løsning med kategorisering uten kostnader må disse sammenhengene gjelde:

For gruppe A:

- a) $A_1^H = A_2^H$
- b) $V(p^H, A^H) = V(p^H, A^L)$
- c)
$$\frac{(1 - p^L)U'(A_1^L)}{p^L U'(A_2^L)} = \frac{\gamma_A(1 - p^H)U'(A_1^L) + (1 - \gamma_A)(1 - p^L)U'(A_2^H)[1 + (\lambda_6 / \lambda_3)]}{\gamma_A p^H U'(A_2^L) + (1 - \gamma_A)p^L U'(A_2^H)[1 + (\lambda_6 / \lambda_3)]}$$

For gruppe B:

- d) $B_1^H = B_2^H$
- e) $V(p^H, B^H) = V(p^H, B^L)$
- f)
$$\frac{(1 - p^L)U'(B_1^L)}{p^L U'(B_2^L)} = \frac{\gamma_B(1 - p^H)U'(B_1^L) + (1 - \gamma_B)(1 - p^L)U'(B_2^H)[1 + (\lambda_7 / \lambda_4)]}{\gamma_B p^H U'(B_2^L) + (1 - \gamma_B)p^L U'(B_2^H)[1 + (\lambda_7 / \lambda_4)]}$$

I tillegg kommer ressursbetingelsen:

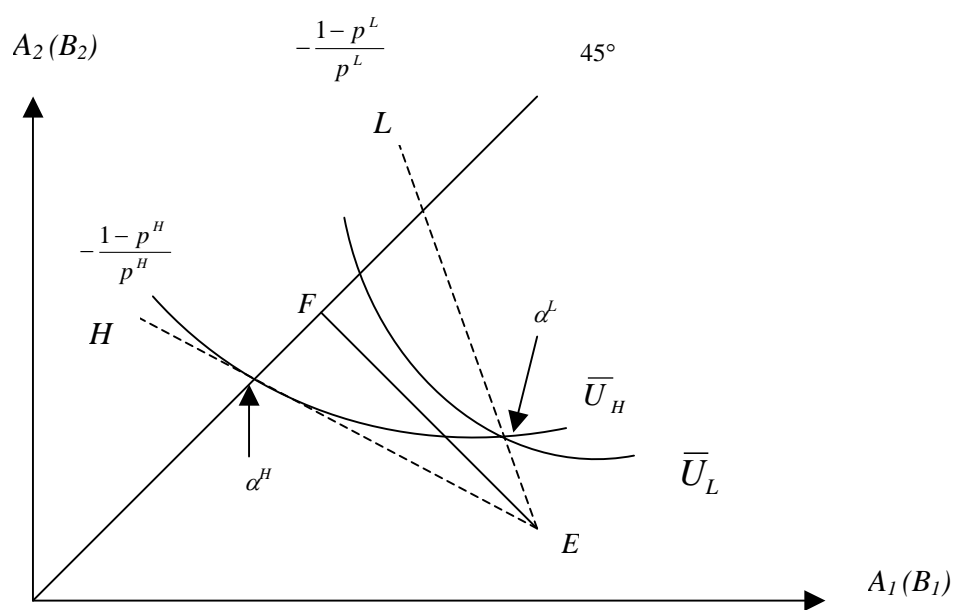
$$g) \theta R(A^H, A^L; \gamma_A) + (1 - \theta)R(B^H, B^L; \gamma_B) - \bar{W} = 0$$

Hvor λ_i er lagrangemultiplikatoren til bibetingelse $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8$.

I løsningen har vi full dekning for høyrisikoindividene i begge grupper, og de vil være indifferente mellom denne kontrakten og den som tilbys til dem med lav risiko i samme

gruppe. De med høy risiko vil tilbys kontrakt α^H og lavrisikoindividene vil tilbys kontrakt α^L som begge oppfyller nullprofittkriteriet. Dette kan vises grafisk som i Figur 3.6.

Figur 3.6 Optimal allokering med kostnadsfri kategorisering



For en lav nyttebetingelse for høyrisikogruppen vil kategorisering føre til en reduksjon i ressurskostnadene for lavrisikogruppen. Alle ressurser som spares ved å allokere (A^H, A^L) til lavrisikogruppen i stedet for (W^H, W^L) overføres til høyrisikogruppen gjennom ressursbetingelsen. Hvis disse overføringene er store nok, kommer både de med høy og de med lav risiko i gruppe B bedre ut. For mindre overføringer gagnar det bare dem med lav risiko. I begge tilfeller vil nyttemulighetskurven med kategorisering ligge utenfor den uten kategorisering. Hvis nyttebetingelsen for høyrisikogruppen derimot er høy nok vil ikke kategorisering føre til en reduksjon i ressurskostnadene. I dette tilfellet sammenfaller nyttemulighetskurvene (Crocker og Snow, 1986).

For å bevise at nyttemulighetskurvene for et marked med kategorisering ligger utenfor nyttemulighetskurven uten kategorisering må det vises at ressurskostnadene for gruppe A er mindre enn om en ikke kategoriserte, det vil si $R(A^H, A^L, \gamma_A) < R(W^H, W^L, \gamma_A)$. Dette kan vises ved å gå ut fra det motsatte, at $(A^H, A^L) = (W^H, W^L)$. Crocker og Snow (1986) har så valgt å øke nytten for dem med høy risiko i gruppen ved å sette

$$1) dA_1^H = dA_2^H > 0$$

Lavrisikoindividene i gruppe A vil ikke komme verre ut hvis endringen i A_2^L gir endring i A_1^L tilsvarende den marginale substitusjonsrate.

$$2) -dA_2^L = \frac{(1-p^L)U'(A_1^L)}{p^L U'(A_2^L)} dA_1^L$$

Differensiering av selvseleksjonsbetingelsen $V(p^H, A^H) = V(p^H, A^L)$ gir

$$3) (1-p^H)U'(A_1^H)dA_1^H + p^H U'(A_2^H)dA_2^H = (1-p^H)U'(A_1^L)dA_1^L + p^H U'(A_2^L)dA_2^L \text{ som må holde i en løsning.}$$

Da vi vet at $A^H = W^H$ gir full dekning vil $A_1^H = A_2^H$. Innsetting for dA_1^H fra 1) og dA_2^L fra 2) i 3) gir:

$$4) U'(A_2^H)dA_2^H = -\left(\frac{p^H - p^L}{p^L}\right)U'(A_1^L)dA_1^L$$

Etter endringer i A_1 og A_2 gir differensiering av $R(A^H, A^L; \gamma_A)$ endringene i ressurskostnadene for gruppe A.

$$R(A^H, A^L; \gamma_A) = \gamma_A[(1-p^H)A_1^H + p^H(A_2^H + d)] + (1-\gamma_A)[(1-p^L)A_1^L + p^L(A_2^L + d)]$$

$$dR(A^H, A^L; \gamma_A) = \gamma_A[(1-p^H)dA_1^H + p^H dA_2^H] + (1-\gamma_A)[(1-p^L)dA_1^L + p^L dA_2^L]$$

Ved å sette inn fra 1), 2) og 4) under forutsetningen at $A_1^L \neq A_2^L$ får vi:

$$5) \frac{dR(A^H, A^L; \gamma_A)}{dA_2^H} = \gamma_A - (1-\gamma_A)(1-p^L) \left(1 - \frac{U'(A_1^L)}{U'(A_2^L)}\right) \frac{p^L U'(A_2^H)}{(p^H - p^L)U'(A_1^L)}$$

For at kategorisering skal være effisient, må $\frac{dR(A^H, A^L; \gamma_A)}{dA_2^H} < 0$. Siden utgangspunktet er at

$(A^H, A^L) = (W^H, W^L)$, vil betingelse c) i regimet uten kategorisering gjelde, og kan løses for

$U'(A_2^H)$. Ved å sette inn for dette i 5) finner man at $\frac{dR(A^H, A^L; \gamma_A)}{dA_2^H} < 0$ hvis og bare hvis

$$6) \quad \frac{\lambda_4}{\lambda_3} < \frac{\gamma - \gamma_A}{\gamma_A(1 - \gamma_A)}$$

En mulighet som gjør denne betingelsen gjeldende uansett verdier av γ og γ_A er at $\lambda_4 = 0$ hvilket gjelder når $V(p^H, W^H) > \bar{V}^H$, det vil si når $\bar{V}^H < \bar{V}_0^H$.¹³

Et annet aspekt som bidrar til verdien av 6), er hvor informativ kategoriseringen er. Jo mer informasjon og jo mer sikkerhet rundt klassifiseringen, desto færre individer med høy risiko vil forekomme i lavrisikogruppen. Det vil si at γ_A vil være lav og høyresiden i 5) desto større. I ytterste konsekvens vil høyresiden være uendelig stor hvis informasjonen er fullstendig og $\gamma_A = 0$. I motsatt fall, hvis kategoriseringen ikke er informativ i det hele tatt og $\gamma_A = \gamma$, vil høyresiden være lik null og aldri større enn venstresiden. Dette gir oss resultatet som sier at hvis kategoriseringen er kostnadsfri og informativ vil deler av nyttemulighetskurven være plassert utenfor den opprinnelige nyttemulighetskurven og aldri innenfor. Desto mer informativ kategoriseringen er, desto mer Pareto-dominerende vil den være i forhold til ingen kategorisering.

Den foregående analysen av $\frac{dR(A^H, A^L; \gamma_A)}{dA_2^H} < 0$ forutsatte $A_1^L \neq A_2^L$. Hvis vi derimot har full

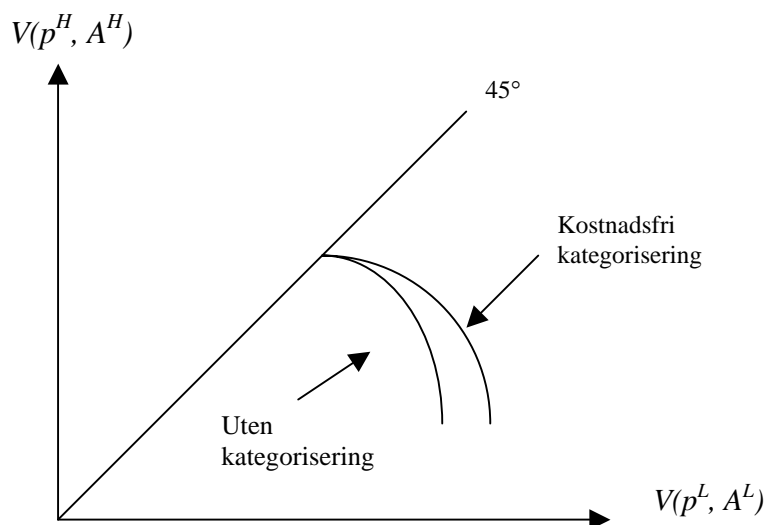
forsikring også for de med lav risiko i gruppe A, vil endringene i ressurskostnadene reduseres

til $\frac{dR(A^H, A^L; \gamma_A)}{dA_2^H} = \gamma_A$. Dette vil aldri kunne anta en negativ verdi. Det vil si at når både lav-

og høyrisikoindividerne i gruppe A har full forsikring kan ikke kategorisering føre til en Pareto-forbedring. Det vil si at i punktet F vil alltid de to nyttemulighetskurvene overlappe hverandre (Crocker og Snow, 1986). Dette kan vises grafisk som i Figur 3.7.

¹² Merk at λ_3 og λ_4 er lagrangemultiplikatorene fra tilfellet uten kategorisering.

¹³ Hvis $\lambda_3 = 0$ vil ulikheten aldri holde og F vil være den eneste effektive allokeringen. $\lambda_3 = 0$ når $V(p^H, W^H) > V(p^H, W^L)$. Resultatene fra tilfellet uten kategorisering stadfester $V(p^H, W^H) = V(p^H, W^L)$

Figur 3.7 Nyttmulighetskurvene uten kategorisering og med kostnadsfri kategorisering

Kilde: Crocker og Snow, 2000

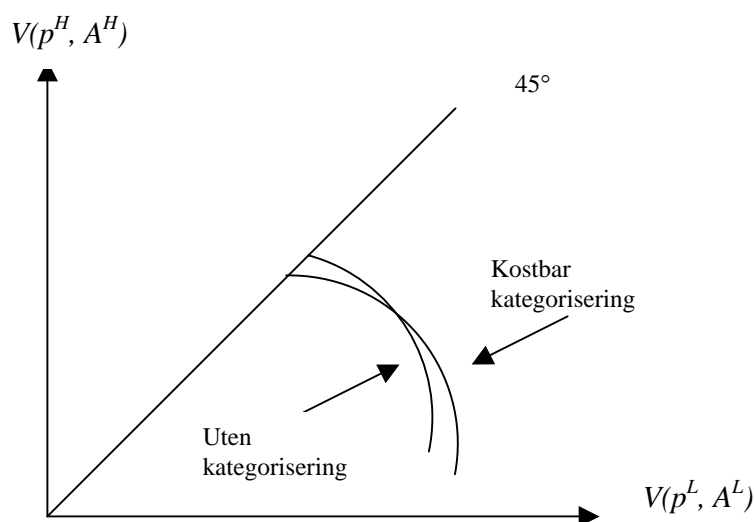
En liknende figur vil gjelde for gruppe *B*.

3.4.3 Kategorisering med kostnader

Likestillingsombudet bruker alternative kategoriseringsvariable som argument i debatten mot prisdifferensiering på grunnlag av kjønn. Det kan derfor være verdt å se kort på effekter av å kategorisere ut fra mer atferdsbaserte kriterier. Kategorisering som ikke baserer seg på demografi vil ofte føre med seg betydelige kostnader. For eksempel vil helsevurdering av enkeltpersoner kreve både tid og penger. Denne ekstra kostnaden betegnes her med x og inkluderes i modellen for kategorisering uten kostnader. Ressursbetingelsen blir da $\theta R(A^H, A^L; \gamma_A) + (1-\theta)R(B^H, B^L; \gamma_B) + x - \bar{W} = 0$. Vi definerer x_0 som ressursbesparelsene ved å kategorisere. Hvis $x > x_0$ vil det koste mer å gjennomføre kategoriseringen enn man tjener på det, og det vil derfor ikke være effisient å kategorisere til tross for at det kan være høyst informativt. I motsatt fall hvor $x < x_0$ vil det være en forbedring å kategorisere forsikringstakerne i lav- og høyrisikogrupper. Størrelsen på x_0 vil avhenge av den opprinnelige effisiente allokeringen når det ikke ble kategorisert, da denne allokeringen fungerer som betingelse. x_0 vil avta ettersom allokasjonen i betingelsen nærmer seg F . For en allokering nærme nok F vil kostnadene ved kategorisering overgå ressursbesparelsene. Nyttmulighetskurvene for de to regimeene vil derfor krysse når de nærmer seg F , og kostbar kategorisering kan aldri sies å være entydig effisient forbedrende. Dette kan sees i Figur 3.8. I verste fall kan kategoriseringen være så kostbar at nyttemulighetskurven for markedet med

kategorisering vil ligge innenfor kurven uten kategorisering i hele intervallet (Crocker og Snow, 1986).

Figur 3.8 Nytttemulighetskurvene uten kategorisering og med kostbar kategorisering



Kilde: Crocker og Snow, 1986

3.5 Markedslikevekt

Grunnet informasjonsbetingelsene er ikke markedslikevekten nødvendigvis optimal. Følgelig vil ikke skiftet i nyttemulighetskurven nødvendigvis si noe om effekten på effisiens i markedet ved bruk av kategorisering (Crocker og Snow, 1986). For at skiftet faktisk skal gi en Kaldor-Hicks-forbedring i markedet må løsningen til maksimeringsproblemet i et regime med og uten kategorisering være en markedslikevekt. Dette vil avhenge av hvilket likevektskonsept som anvendes (Crocker og Snow, 2000). Crocker og Snow viser ved hjelp av en hypotetisk kompensasjonstest at likevektene vil befinne seg langs nyttemulighetskurven beskrevet tidligere ved bruk av for eksempel Miyazaki–Spence likevekten. De har tidligere også vist at en Nash likevekt kan opprettholdes under disse betingelsene. Ved at løsningene til maksimeringsproblemene i deres modell kan vises å være en markedslikevekt, beviser de at ingen vil tape på kategorisering. Gevinstene av kategorisering uten kostnader vil i prinsippet kunne kompensere tapene, og vi har en Kaldor-Hicks-forbedring (Crocker og Snow, 1986).

For kostbar kategorisering vil situasjonen være annerledes. I dette tilfellet vil forsikringsselskapene ofte kategorisere selv når gevinstene ikke er store nok til å kompensere for kostnadene. Konkurransen vil tvinge forsikringsselskapene til å kategorisere så lenge

lavrisikogruppen vil foretrekke disse kontraktene fremfor kontraktene tilbudt uten kategorisering. I motsatt fall vil alle med lav risiko tiltrekkes de selskapene som kategoriserer, og de andre vil sitte igjen med høyrisikogruppen, noe som vil føre til negativ profitt. \hat{x} betegner en kategoriseringskostnad hvor $V(p^L, W^L) = V(p^L, A^L)$, det vil si at individer med lav risiko i gruppe A er indifferente til om det kategoriseres eller ikke. Lavrisikogruppen vil da tjene på kategorisering når $x < \hat{x}$, og markedet kategoriserer for å tiltrekke seg disse forsikringstakerne. For $x > \hat{x}$ vil de med lav risiko i gruppe A foretrekke forsikring hos de som ikke kategoriserer, og markedet vil derfor ikke kategorisere. Markedslikevekten vil derfor være effisient for tilstrekkelig høye eller tilstrekkelig lave kostnader. For høye kostnader er det effisient i den forstand at markedet ikke kategoriserer, og for tilstrekkelig lave kostnader er det effisient fordi gevinstene er større enn tapene. Mellom disse to ytterpunktene vil markedskreftene føre til en likevekt med kategorisering til tross for at en Kaldor-Hicks-forbedring ikke er mulig. Det finnes altså en likevekt i dette markedet hvor hypotetisk kompensasjon ikke kan forekomme, og følgene av kostbar kategorisering vil derfor være tvetydige (Crocker og Snow, 1986).

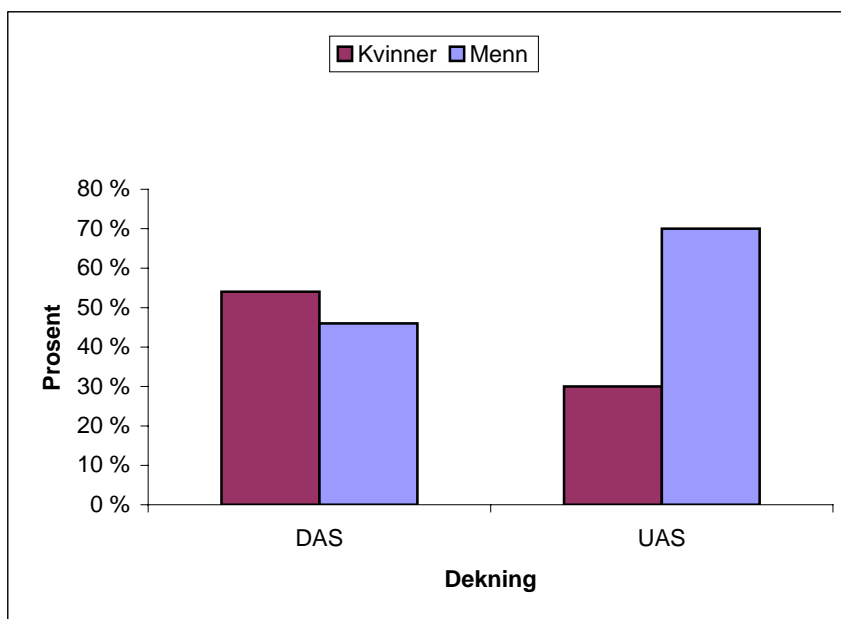
4 Diskusjon

En teoretisk gjennomgang av kategorisering fordrer videre drøfting av enkelte momenter. En hovedbekymring fra selskapenes side er ugunstig-utvalg-problematikken. Teorien støtter opp om denne bekymringen og viser at ugunstig utvalg kan bli et resultat av kjønnsnøytrale priser. Økonomisk teori hevder også at et forbud mot statistisk differensiering med hensyn på kjønn vil kunne føre til et velferdstap. I denne sammenhengen er det en kritisk forutsetning for modellen at kjønn er en informativ differensieringsvariabel. Modellens øvrige betingelser krever også nærmere diskusjon. En økonomisk modell vil sjelden være fullstendig virkelighetstro, og noen betingelser vil kanskje oppleves som urealistiske.

4.1 Ugunstig utvalg

Hvor mye konsumentene er villige til å betale for forsikring, vil avhenge av deres skadesannsynlighet og grad av risikoaversjon. En mulig følge av kjønnsnøytrale priser er at lavrisikogruppen ikke vil godta at de må subsidiere de med høyere risiko, og dermed velge å trekke seg ut av markedet. Forsikringsselskapene vil da sitte igjen med en større andel forsikringstakere med høy risiko enn opprinnelig, og prisene vil øke ytterligere. Dette igjen kan føre til ytterligere tilbaketrekning fra lavrisikogruppen (FNH, 2003). Ved å bruke uttrykket for reservasjonspris i avsnitt 3.2 og tall fra If Skadeforsikring har jeg sett på effekten av dette i forhold til produktet ufør annen sykdom (UAS) som tilbys bedrifts- og næringskunder i If.¹⁴ Jeg har funnet de kjønnsnøytrale prisene ved å vekte opprinnelige priser ut fra andelen menn og kvinner i porteføljen. Som vist i Figur 4.1 består hele 70 % av forsikringstakerne for produktet UAS av menn. Siden dette er tall for bedrifts- og næringskunder, kunne man tenke seg at dette skyldes overtall av menn i den type bedrifter som tilbyr disse godene til sine ansatte. Dette blir imidlertid vanskelig å argumentere for når en ser at det for produktet død annen sykdom (DAS) kun er 46 % menn i porteføljen. Den mest nærliggende forklaringen på denne fordelingen er at det rett og slett blir for dyrt for bedrifter med mye kvinner å kjøpe uføreforsikring.

¹⁴ Jeg har tatt utgangspunkt i tariffen for forsikringer som tilbys forsikringstakerne når de eventuelt slutter i bedriften. Den tidligere ansatte kan da tegne tilsvarende individuell forsikring ved ervervsuførhet uten å avgi helseerklæring. Prisene her vil derfor være noe høyere enn for private forsikringer, da man ikke har en individuell helseerklæring å risikoklassifisere ut fra. If Skadeforsikring tilbyr ikke produktet UAS til privat kunder, og derfor har jeg ikke priser for dette.

Figur 4.1 Kjønnsfordeling forsikrede medlemmer 2005

Kilde: Tallmateriale fra If Skadeforsikring

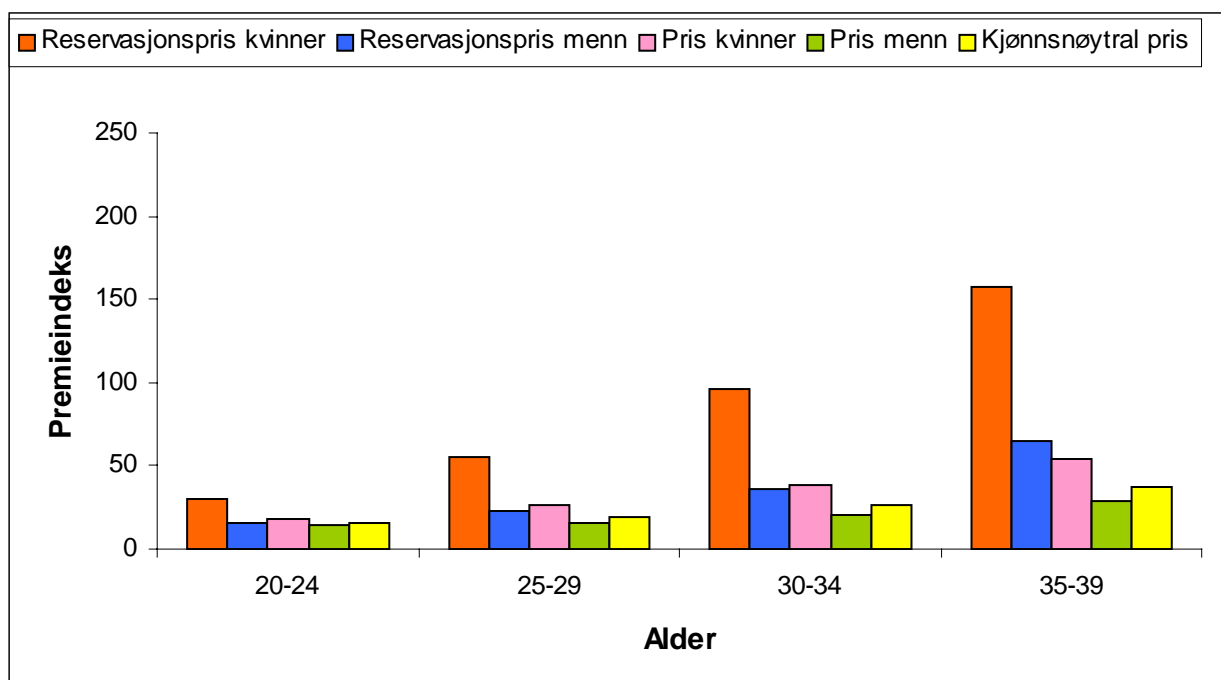
Ifølge Eisenhauer (2004) gir uttrykket for reservasjonsprisen, $X = pd + 0,5pRd$, oss et tall for hvor mye forsikringstakerne er villige til å betale for å overføre den økonomiske risikoen til forsikringsselskapet. Det vil si at en persons betalingsvillighet vil avhenge av skadeutbetaling, skaderisiko og risikoaversjon. Ved å anta en viss grad av risikoaversjon og plote inn tallene for risiko estimert av If Skadeforsikring og beløpet ved eventuell utbetaling¹⁵, får jeg et tall for reservasjonsprisen for kvinner og menn på de ulike alderstrinnene. Uttrykket for reservasjonspris viser seg å passe best for de yngre aldersgruppene. Etter hvert som konsumentene blir eldre og risikoen for uførhet øker med mange hundre prosent,¹⁶ vil reservasjonsprisen bli så høy at konsumentene tilsynelatende godtar usannsynlig høye priser. Prisjusteringen vil derfor ikke ha noen betydning for de eldre aldersgruppene ved bruk av denne modellen.

¹⁵ Erstatning ved 100% ervervsuførhet varierer ut fra forsikringstakers alder og inntekt. Jeg velger gruppen med årlig inntekt til og med 7G (424 893 kr) da majoriteten av arbeidstakere tilhører denne gruppen. Utbetalingene reduseres med økende alder.

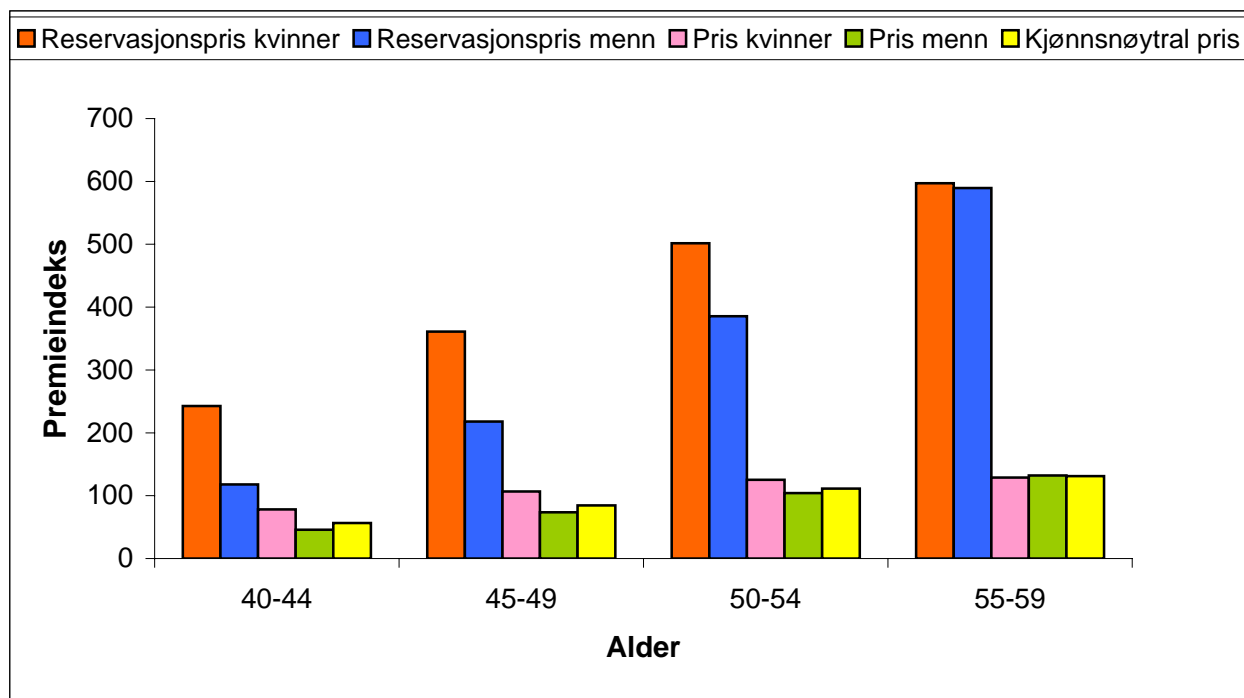
¹⁶ For eksempel vil risikoen for uførhet være over 5 ganger så stor for en person i 40 årene som i 20 årene.

Figur 4.2 Reservasjonspris vs. faktisk pris

a): Aldersgruppen 20-39 år



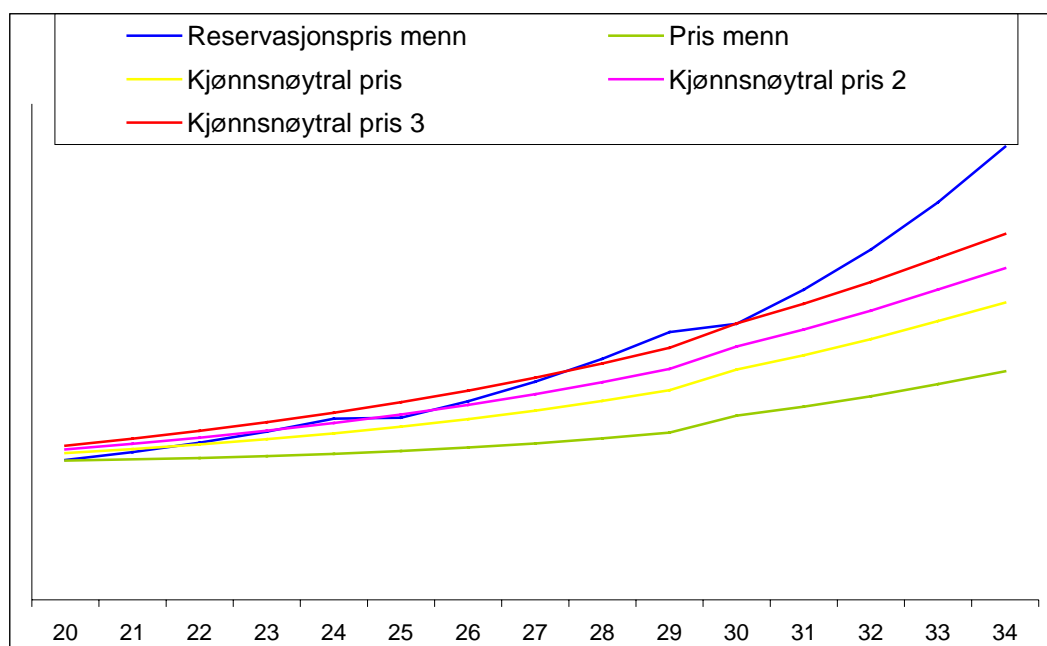
b): Aldersgruppen 40-59 år



Kilde: Tallmateriale fra If Skadeforsikring. Kjønnsnøytral pris = $\frac{2}{3}$ pris_{menn} + $\frac{1}{3}$ pris_{kvinner}. Reservasjonspris = $pd + 0,5pRd$, med $R = 4,5$. Ifølge Eisenhauer (2004) er det vanlig å sette R mellom 1 og 5. Jeg setter $R = 4,5$ da dette gir pris_{menn} = reservasjonsprisen for menn for den yngste gruppen. For en lavere relativ risikoaversjon ville prisen menn betaler for forsikring, overstige deres reservasjonspris i denne gruppen.

Vi kan av Figur 4.2 a) og b) se at fra 35 år og eldre vil både menn og kvinner ha en reservasjonspris som overstiger de faktiske prisene for begge kjønn, ifølge denne modellen. Teoretisk sett vil vi derfor ikke kunne få noen ugunstig-utvalg-problematikk for denne aldersgruppen. Det aktuelle intervallet for ugunstig utvalg er derfor 20-35 år. Da menn er lavrisikogruppen her, har jeg i Figur 4.3 sett på hvordan en kjønnsnøytral pris vil bli i forhold til reservasjonsprisen til menn. Utregningen av en kjønnsnøytral pris tar utgangspunkt i at andelen menn er $2/3$. Intuitivt virker det derimot fornuftig at det ikke er noen grunn for denne sterke overrepresentasjonen når prisene blir like for kvinner og menn, enten menn vil trekke seg ut av markedet eller ikke. Hvis grunnen til den lave andelen kvinner er for høy pris, vil jo flere kvinner komme til ettersom prisene for dem reduseres. I tillegg har vi effekten av at noen menn vil trekke seg fra markedet som følge av at prisen overstiger hva de er villige til å betale. Med like priser er det derfor ikke usannsynlig at andelen kvinner og menn etter hvert vil bli lik, og jeg har derfor regnet ut en ny pris som jeg kaller kjønnsnøytral pris 2. Denne vil være litt høyere, da kvinners pris nå vektes like mye som menns. I Figur 4.3 ser vi at i alderen 20-25 år vil reservasjonsprisen være lavere enn den faktiske prisen. På grunn av denne tilbaketrekningen fra markedet har jeg også lagt inn en pris som jeg kaller kjønnsnøytral pris 3. Her har jeg antatt at situasjonen etter noen år med ugunstig utvalg vil være snudd, og vi har $1/3$ menn og $2/3$ kvinner. Prisen vil da stige ytterligere, og nå vil menn i alderen 20-27 år trekke seg ut av markedet.

Figur 4.3 Menns tilbaketrekning fra markedet



Verdier er ikke tatt med på y-aksen grunnet bruk av konfidensielt materiale fra If Skadeforsikring i utregningene.

Denne analysen forutsetter at alle har lik grad av relativ risikoaversjon, uavhengig av alder og kjønn. Det vil være individuelle forskjeller på verdien av risikoaversjon, og økonomisk litteratur antar som regel at graden av risikoaversjon øker ettersom risikoen øker. Man kan likevel ikke utelukke en motsatt sammenheng, hvor økt skadesannsynlighet skyldes en lavere risikoaversjon (Eisenhauer, 2004). Kanskje skyldes menns overrepresentasjon på døds- og bilskadestatistikken at de er mindre risikoaverse enn kvinner og utsetter seg for større farer. Dette vil i så fall gjenspeile seg i betalingsvilligheten for forsikring. Det er et utbredt syn at det er forskjeller mellom menn og kvinner når det gjelder risikoaversjon og finansielle avgjørelser (Schubert et. al, 1999). Eisenhauer (2004) viser til egne studier fra 2000 hvor han kommer frem til at for en gruppe med median alder på 56 år var kvinners gjennomsnittlige relative risikoaversjon 5.2343 og menns 1.7367 (Eisenhauer, 2004). Hvis dette er tilfelle, vil vi i uføreforsikring hvor kvinner er høyrisikogruppen, få ugunstig utvalg i enda større grad. Menns betalingsvillighet vil bli lavere jo lavere risikoaversjon de har, og flere vil derfor velge å trekke seg ut fra forsikringsmarkedet for uførhet. For bil- og livsforsikring vil dette derimot spille en positiv rolle i vurderingen av et eventuelt ugunstig-utvalg-fenomen. Her er kvinner lavrisikogruppen og vil være den gruppen man frykter vil trekke seg fra markedet med kjønnsnøytrale priser. En høyere risikoaversjon hos kvinner vil bidra til at flere vil holde seg i markedet og fremdeles kjøpe forsikring til tross for at de er med på å subsidiere menn. Her vil det skille noe på personal- og bilforsikringene. Grunnet høy pris, høy risikoaversjon og lav skaderisiko, kan kvinner velge å trekke seg helt ut av bilforsikringsmarkedet ved å velge og ikke eie bil. Dette er derimot ikke et alternativ i personforsikringene.

Det kan derimot diskuteres om kvinner faktisk er mer risikoaverse enn menn. Schubert et al. (1999) har gjennomført en studie hvor de ser på kjønns spesifikke holdninger til risiko. De baserer sine resultater både på abstrakte spill og kontekstuelle investerings- og forsikringsavgjørelser. Når deltakerne ble presentert for problemene som abstrakte spill, viste kvinner seg å være mer risikoaverse enn menn i gevinstspill, mens de var mindre risikoaverse enn menn i tapsspill.¹⁷ Derimot var forskjellene i risikoaversjon insignifikante både når det gjaldt investeringer og forsikringer under kontekstuelle betingelser.

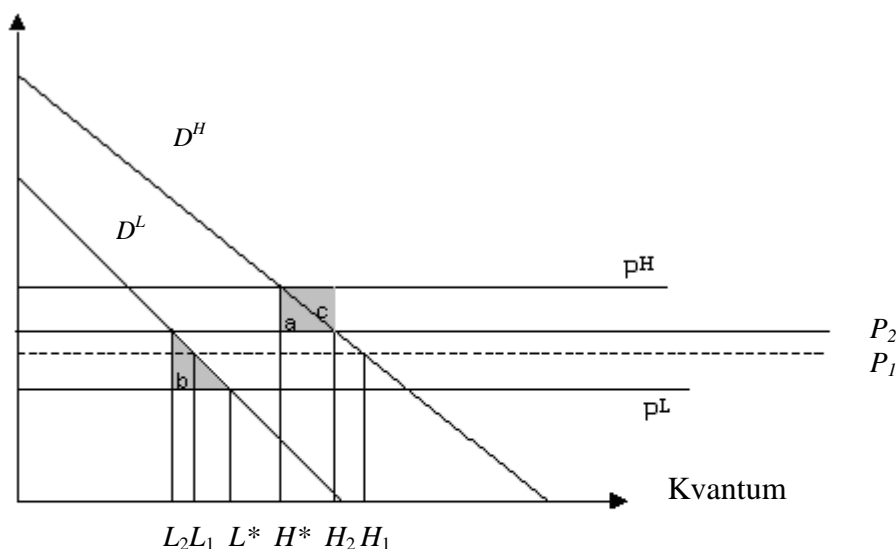
Det anses ikke som gunstig for samfunnet at noen står uten forsikring fordi prisen overgår deres betalingsvillighet, og et ugunstig utvalg som skissert ovenfor vil derfor føre til et

¹⁷ I et tapsspill vil de aktuelle utfallene være i et domene med tap, mens i et gevinstspill vil utfallene være i et domene med gevinst.

velferdstap som vist i Figur 4.4. Figuren er et standard pris-kvantum diagram med pris på y -aksen og antall forsikringer solgt på x -aksen. D^L og D^H er etterspørselskurvene for de to ulike risikogruppene.

Figur 4.4 Velferdseffekter av å fjerne kategorisering

Pris /reservasjonspris



Kilde: Schwartze og Wein, 2005

Hvis man her fremdeles tar utgangspunkt i uføreforsikring, vil P^H være prisen for kvinner og P^L prisen for menn. Den kjønnsnøytrale prisen vil i første omgang være P_1 . Andelen kvinner vil da øke fra H^* til H_1 , og andelen menn vil reduseres fra L^* til L_1 . Ettersom det vil bli en større andel kvinner i porteføljen som følge av at menn trekker seg ut av markedet og flere kvinner kommer til, vil prisen økes til P_2 . Dette vil føre til at enda flere menn vil velge å stå uten forsikring, og kvantumet reduseres til L_2 . I tillegg vil også antall kvinner reduseres fra H_1 til H_2 . Allokeringen (H_2, L_2) vil innebære en reduksjon i effisiens i forhold til den separerende likevekten (H^*, L^*) . Den skraverte trekanten under D^L -kurven merket b betegner velferdstapet i lavrisikogruppen ved å gå bort fra kostnadsfri kategorisering. Det skraverte området a er velferdsgevinsten i høyrisikogruppen ved at prisen reduseres og flere finner det attraktivt med forsikring. Økningen i kostnader ved at det nå blir et antall forsikringstakere med høy risiko i porteføljen som har en forventet utbetaling høyere enn innbetalingen, vises med området c. Områdene b og c i Figur 4.4 er velferdstapene ved å gå bort fra kostnadsfri kategorisering.

Disse vil være større enn gevinstene som illustreres av området a (Schwartz og Wein, 2005). Dette samsvarer med Crocker og Snows analyse presentert i avsnitt 3.4, hvor de hevder at gevinstene ved kostnadsfri kategorisering aldri vil være mindre enn kostnadene.

Samme pris for samme vare anses å være et velferdsmaksimerende mål i de fleste markeder, men dette gjelder kun når kostnadene ikke avhenger av hvem som konsumerer det. For forsikringsprodukter vil kostnadene ved varen variere med konsumenten. Forsikringstakerne i høyrisikogruppen vil innebære flere utbetalinger og derav høyere kostnader enn lavrisikogruppen. Prisen må stå i forhold til kostnaden på en vare og derav er det samfunnsøkonomisk lønnsomt å kreve ulike priser ut fra hvilken risikogruppe man tilhører. I motsatt fall vil konsumentene med lav risiko subsidiere dem med høy risiko. Dette fører til et dødvectstap da noen vil trekke seg ut av markedet selv om de ville være villige til å betale kostnaden ved en forsikring tilpasset deres type, mens andre vil kjøpe forsikring til tross for at de ikke ville være villige til å betale kostnaden ved å tilby dem en forsikring (Blackmon og Zeckhauser, 1991).

Det er blitt gjennomført empiriske analyser som underbygger teorien om at et forbud mot statistisk diskriminering vil føre til ugunstig utvalg. Dahlby (1983) har gjort en analyse på effekten av å forby kjønnsdifferensiering i prising av bilforsikring i Canada. I 1978 ble det av the Board of Industry in Alberta bestemt at prisdifferensiering med hensyn på demografiske kjennetegn i forsikringspremier ikke kan godtas til tross for statistiske begrunnelser. Alder, kjønn, sivilstatus og geografisk tilhørighet skulle gradvis elimineres som pris-variabler. På bakgrunn av hypotesen om at lavrisikoindivider vil være mer tilbøyelige til ikke å kjøpe forsikring enn høyrisikoindividentene, har Dahlby (1983) laget en økonometrisk modell som er empirisk testbar. Med denne har han på bakgrunn av kanadiske data testet hvorvidt kjønnsnøytrale priser vil føre til ugunstig utvalg i bilforsikring. Siden kjønn spiller størst rolle for de unge sjåførene, har han brukt data fra aldersgruppen 21-24 år som testmateriale. Tallmateriale fra 1977 med kjønnsdifferensierte priser ble brukt som simuleringsgrunnlag. Det antas i analysen at om kjønnsnøytrale priser hadde vært et faktum i 1977, ville forsikringstakerne blitt delt inn i tre grupper; enslige 21-22 år, enslige 22-24 år og gifte 21-24 år. Resultatene fra analysen viser da at ettersom prisene vil øke for kvinner og reduseres for menn, vil porteføljesammensetningen endres. Som vi ser av Tabell 4.1, vil andelen av bilkjørende kvinner som kjøper forsikring, reduseres med 10 %, 6 % og 2 % i de respektive gruppene. Effekten kan tenkes å være enda større da noen kvinner kan velge å ikke kjøre bil i

det hele tatt. Menns andel vil også endres noe, men ikke i like stor grad. Dette kan forklares med at prisendringene for kvinner er mye større enn for menn, da det er flere menn i porteføljen og deres pris vektes mer.

Tabell 4.1 Simulert effekt av å forby kjønndifferensiering i kollisjonsforsikring

Alder Sivilstatus Kjønn	21-22 Enslig		23-24 Enslig		21-24 Gift	
	Mann	Kvinne	Mann	Kvinne	Mann	Kvinne
Antatt forsikringspremie						
Med diskriminering	\$250	\$137	\$205	\$137	\$160	\$137
Uten diskriminering	\$221	\$221	\$187	\$187	\$153	\$153
Prosentvis endring	-11,6	61,3	-8,8	36,5	-4,4	11,8
Antatt andel som kjøper kollisjonsforsikring						
Med diskriminering	0,47	0,73	0,56	0,73	0,69	0,73
Uten diskriminering	0,49	0,63	0,57	0,67	0,70	0,71
Prosentvis endring	2	-10	1	-6	1	-2

Kilde: Dahlby, 1983

4.2 Informativ kategorisering

Som vist tidligere er det en absolutt betingelse for at kategorisering skal være effisient, at grunnlaget for risikoklassifiseringen er informativt. Det må utvilsomt være signifikante forskjeller i risikoen for de ulike gruppene. Som nevnt settes risiko på grunnlag av tidligere erfaringer, det vil si gjennomsnittlig frekvens og variasjon (Baranoff, 2004). Fra Tabell 4.2 og Tabell 4.3 ser vi at kvinner har høyere gjennomsnitt og større variasjonskoeffisient for uførhet enn menn, og at det for død er motsatt. Dette sier noe om risikoen de to gruppene representerer. En gruppe med høyt standardavvik vil representere en større risiko enn en gruppe med mindre, fordi forsikringsselskapet må ha en større feilmargin. Standardavvik i absolutte tall sier lite, og et vanlig mål på den relative variasjonen er variasjonskoeffisienten¹⁸ (Baranoff, 2004). Variasjonskoeffisienten er det prosentvise avviket rundt gjennomsnittet (Rice, 1995). Jo høyere variasjonskoeffisienten er, desto høyere er risikoen, alt annet likt. Av Tabell 4.2 ser vi at for uførhet må forsikringsselskapene ta høyde for 16 % variasjon rundt forventede antall uføre kvinner per år, mens det tilsvarende for menn er 11 %. Tabell 4.3 viser at situasjonen er snudd for død. Her må forsikringsselskapene ta høyde for 11 % variasjon

¹⁸ Variasjonskoeffisient = standardavvik / gjennomsnitt

rundt forventede antall døde kvinner i relevante aldersgrupper per år, mens det tilsvarende for menn er 18 %.

Tabell 4.2 Nye uføre etter kjønn 1995-2004

År	Menn	Kvinner
1995	12006	13299
1996	11746	13186
1997	13194	15170
1998	14881	18409
1999	14822	18729
2000	13529	16150
2001	11607	13689
2002	12403	14395
2003	13398	15445
2004	10783	10957
Standardavvik	1367,9	2395,8
Gjennomsnitt	12836,9	14942,9
Variasjonskoeffisient	0,11	0,16

Kilde: Egne beregninger basert på tallmateriale fra Trygdestatistisk årbok 2005, s.121.

Tabell 4.3 Aldersavhengige dødsfallsrater for menn og kvinner, 1971-2004.

Døde per 100 000 middelfolkemengde.

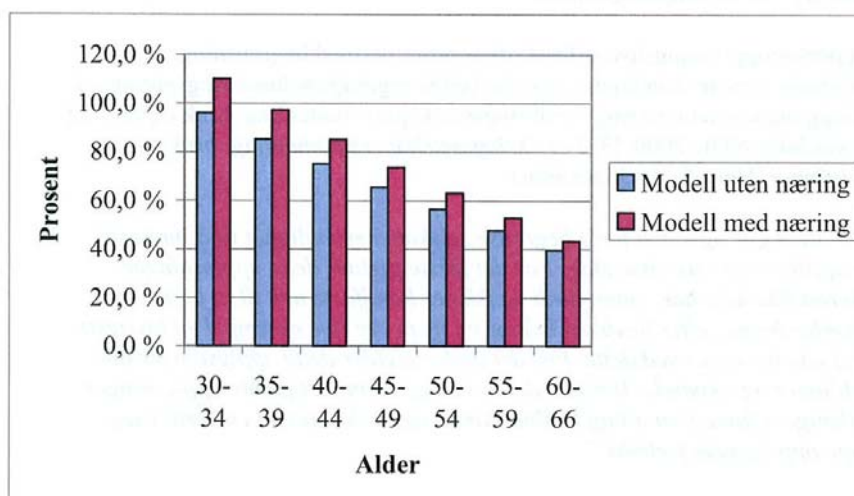
Alder	Gjennomsnitt		Standardavvik		Variasjonskoeffisient	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
20-24	105,56	33,44	11,53	3,32	0,11	0,10
25-29	102,56	37,11	5,59	3,10	0,05	0,08
30-34	110,67	49,33	10,72	4,82	0,10	0,10
35-39	144,44	70,89	18,89	8,92	0,13	0,13
40-44	204,00	116,56	38,66	14,40	0,19	0,12
45-49	322,56	188,67	78,43	25,35	0,24	0,13
50-54	528,67	300,00	127,38	32,88	0,24	0,11
55-59	857,56	476,78	225,88	45,41	0,26	0,10
60-64	1399,89	740,89	333,55	91,44	0,24	0,12
65-69	2364,56	1185,11	491,73	180,30	0,21	0,15
Gjennomsnittlig variasjonskoeffisient					0,18	0,11

Kilde: Egne beregninger basert på tallmateriale fra Statistisk sentralbyrå, 2005a.

FNH (2005a) har utført en grundig gjennomgang av hvorfor man ut fra statistisk materiale bør benytte forskjellige premier for kvinner og menn til tross for at man i tillegg har andre forklaringsvariable å ta utgangspunkt i. De viser til en rapport laget av Dahl (2005) hvor hun finner at blant annet inntekt, mottatt sosialhjelp, utdanning, sivilstand og sykepengehistorikk

påvirker uførerisikoen. Resultatet kommer hun frem til gjennom bivariate analyser av hver faktor og logistisk regresjon der alle faktorene er inkludert. Selv etter at alle disse faktorene er tatt med i regresjonsmodellen, er det likevel signifikante forskjeller i risikoen for å bli ufør mellom kvinner og menn. Liknende studier viser samme resultat for dødelighet. For eksempel viser analyser fra The Office for National Statistics in England and Wales gjengitt av FNH (2005a), at selv om en tar hensyn til sivilstatus vil single menn ha 60% høyere dødelighet enn single kvinner, enkemenn har 50% høyere dødelighet enn enker, og skilte menn har 80 % høyere dødelighet enn skilte kvinner. Til sammenligning fant den samme analysen at ved ikke å ta hensyn til sivilstand har menn 50 % høyere dødelighet enn kvinner (FNH, 2005a). Livsstil er en annen alternativ faktor som motstanderne av kjønnsdifferensiering mener bør kunne brukes i stedet for kjønn i livsforsikring.¹⁹ Aktuarer i Australia har studert sammenhengen mellom kjønn, røyking og dødelighet i tidsperioden 1995 til 1997. De fant at når man ikke tar hensyn til røykestatus har menn 40 % høyere dødelighet enn kvinner. Når en tar hensyn til røykevaner har menn 30 % høyere dødelighet enn kvinner blant ikke-røykere og 70 % høyere dødelighet enn kvinner blant røykere (FNH, 2005a). Dette viser at selv når en tar hensyn til livsstil, vil kjønn være en signifikant forklaringsvariabel på forskjeller i dødelighet for menn og kvinner. En annen forklaringsvariabel som anses å i stor grad kunne erstatte kjønn som forklaringsvariabel under uføreforsikring, er næringstilhørighet. FNH har gjort en egen analyse hvor de ser på hvordan forskjellen i uførerisiko mellom kvinner og menn endrer seg når næring inkluderes som forklaringsvariabel.

Figur 4.5 Relative forskjeller i uførerisiko mellom kvinner og menn etter alder og næring



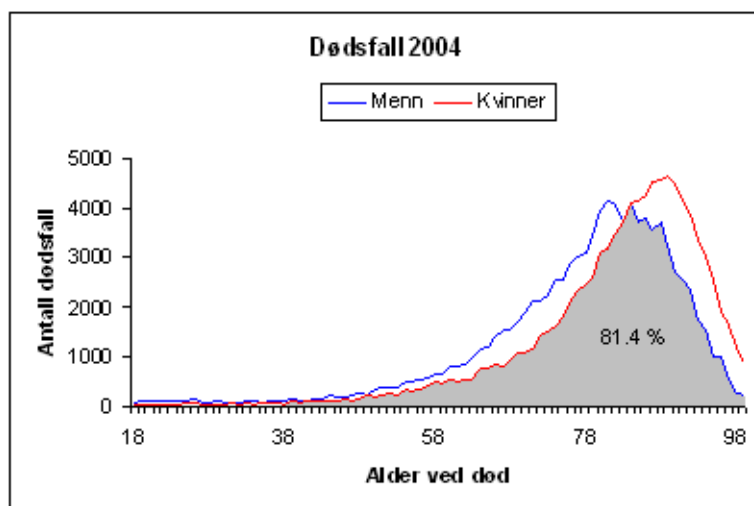
Kilde: FNH, 2005a

¹⁹ Livsstil er en sammensatt variabel som kan bestå av for eksempel mosjon, røyking og kosthold.

Figur 4.5 viser den relative forskjellen i uførerisiko mellom kvinner og menn etter alder og næring, og vi ser at forskjellen øker når næring tas med i modellen.

Mange motstandere av kategorisering med hensyn på kjønn setter et spørsmålstegn ved hvor informativ kjønn er som forklaringsvariabel. De vil si at det riktignok er en forskjell i gjennomsnittlig levealder, men at det er ytterst få individer som utgjør denne forskjellen. For majoriteten i hver gruppe vil risikoen være den samme (Flanagan, 1985). Hvis en for eksempel ser på dødelighet, vil en av Figur 4.6 kunne konkludere med at 81,4 % av både kvinner og menn dør i samme aldersintervall.

Figur 4.6 Overlapping av menn og kvinners dødelighet



Kilde: Egne beregninger basert på tallmateriale fra Statistisk sentralbyrå, 2005b.

Overlappingen på 81.4% har jeg regnet ut ved å finne

$\int_{18}^{99} \min[K(x), M(x)] dx$ som prosentandel av $\int_{18}^{99} \max[K(x), M(x)] dx$, hvor K er antall dødsfall kvinner, M er antall dødsfall menn og x er alder.

Flanagan (1985), som presenterer en tilsvarende figur i sin artikkel, hevder at denne type argumentasjon bruker slutninger en bare kan gjøre ex post. Det vil si at en her gjør nytte av informasjon en ikke har i begynnelsen av en tidsperiode. I begynnelsen av perioden har man ingen forutsetninger for å vite hvem som er individer med høy eller lav risiko, og må derfor kategorisere ut fra tidligere erfaringer, hvilket vil si gjennomsnittlig levealder og variasjon. Han legger også vekt på at slik overlapping vil finne sted i alle typer kategorisering, og gir et eksempel fra bilskadestatistikken hvor han viser til data fra North Carolina. Av sjåfører uten

noen bilskader de siste tre år vil 97,7 % være skadefrie også det fjerde året. På den annen side vil også 69,6 % av de med hele fire skader siste tre år være skadefrie det fjerde året. Dette viser at det også her er stor grad av overlapping til tross for at bonusordningen er en av de få individuelle kriteriene man har i bilforsikring. Kategorisering vil alltid innebære noe overlapping uavhengig av om man bruker demografiske eller atferdsbaserte variable, og en fullstendig rettferdig premiesetting vil derfor være umulig.

Motstandere av kjønnskategorisering baserer seg ofte på antakelsen om at man kan erstatte kategorisering etter demografiske variable med atferdsbaserte variable (Flanagan, 1985). Analyser viser derimot at dette ikke er tilfelle. Til tross for at mange andre faktorer enn kjønn påvirker enkeltindividers risiko, så vil ikke disse erstatte bruken av kjønn som faktorer i risikovurdering. Kjønn vil utvilsomt være en informativ kategoriseringsvariabel selv når en bruker en rekke andre variabler i risikoklassifisering. Kjønnsdifferensiering vil derfor støttes av resultatet til Crocker og Snow (1986) som sier at hvis kategoriseringen er kostnadsfri og informativ, vil deler av nyttemulighetskurven være plassert utenfor den opprinnelige nyttemulighetskurven og aldri innenfor. I tillegg til at atferdsbaserte kriterier ikke kan erstatte kjønn som forklaringsvariabel, er de også kostbare å observere. Resultatene til Crocker og Snow (1986) sier, som tidligere vist, at effekten av kostbar kategorisering vil være tvetydig, og kan i verste fall føre til tap i forhold til tilfellet uten kategorisering. Et annet poeng er at kostnadene ved å verifisere lavrisikogrupper må bæres av lavrisikogruppen. Hvis den ekstra kostnaden blir lagt til premien for høyrisikogruppen, vil de få en høyere pris enn konkurrentene som ikke driver screening, og da ledes disse over til konkurrentene. Kostbar kategorisering kan derfor i seg selv føre til ugunstig utvalg ved at det blir for dyrt for lavrisikogruppen å kjøpe forsikring (Rea, 1992). Når atferdsbaserte kriterier også er ustabile over tid, vanskelige å observere, og heller ikke unngår problemet med overlapping, er det vanskelig å se hvorfor dette skulle være et bedre alternativ enn kjønn.

4.3 Modellens betingelser

Resultatene til Crocker og Snow (1986) baserer seg på Kaldor-Hicks-kriteriet som sier at en endring er Pareto-optimal så lenge vinnerne teoretisk sett kan kompensere taperne. Dette er et noe kynisk syn på verden hvor en sier at så lenge inntektene øker, så er fordelingen ubetydelig. De færreste vil vel si seg enige i at det vil være en forbedring hvis verdens rikeste ble rikere, mens verdens fattigste ble fattigere, selv om de rike teoretisk sett kunne kompensert for de fattiges tap. Det vil i tillegg by på problemer å summere de involverte

parter nytte da fattig og rik vil ha ulik marginalnytte av en ekstra krone (Wikipedia, 2006). For tilfellet med kjønnsdifferensiering i forsikring vil kategorisering føre til tap for noen og gevinster for andre, men vinnerne vil kunne kompensere taperne. Denne kompensasjonen utføres ikke i praksis, og vi må derfor ta i betraktning at noen faktisk taper på dette. Det er her likestillingsdebatten kommer inn, da noen vil bli påført økonomiske tap grunnet deres kjønn. På den annen side vil ikke kjønnsdifferensiering innen forsikring alltid være negativt for samme kjønn. I bilforsikring og livsforsikring vil menn komme dårligst ut, mens for uføreforsikringer vil kvinner komme dårligst ut. Diskrimineringen går altså begge veier, noe som bør tale til kjønndifferensieringens fordel.

Et annet problem som oppstår ved at kompensasjonen Crocker og Snow (1986) henviser til, bare er hypotetisk, angår markedslikevekten. De baserer sin analyse på at de optimale allokeringene kan opprettholdes som en likevekt ved hjelp av en hypotetisk kompensasjonstest. Da det i dag ikke finnes en slik form for kompensasjon, er det ingen garanti for at de optimale allokeringene vil være en markedslikevekt, og resultatet sier da lite om de faktiske følgene i markedet. Hoy (1982) viser gjennom sin analyse av risikokategorisering basert på uforanderlige karakteristika at velferdsresultatene vil avhenge av likevekten i markedet før og etter kategorisering. Han analyserer markedet både med Wilson E2 likevekten og Spence-Miyazaki likevekten og finner at bare når den opprinnelige likevekten er en ikke-subsidierende separerende likevekt vil kategorisering være en Pareto-forbedring. Da vil alle involverte parter tjene på en kategorisering. Hvis den opprinnelige likevekten er en ikke-separerende likevekt, vil kategorisering føre til at de i høyrisikogruppen blir påført et tap, mens de i lavrisikogruppen får en gevinst. Modellen til Rothschild og Stiglitz sier, som vist tidligere, at hvis andelen individer med høy risiko er tilstrekkelig stor, vil markedstilpasningen være en ikke-subsidierende separerende likevekt (Hoy, 1982).

Resultatene til Crocker og Snow (1986) bygger også på nullprofittkriteriet da den forutsetter fri adgang i markedet av nye forsikringsselskaper. Dette er noe urealistisk. Det er ikke fri adgang i ordets rette forstand i forsikringsmarkedet, da selskapene må ha konsesjon for å drive forsikringsvirksomhet. Man må anta at forsikringsselskapene vil oppnå noe positiv profitt, og ressursbetingelsen vil da ikke være bindende.

En svakhet ved Rothschild og Stiglitz' modell, som analysen til Crocker og Snow (1986) bygger på, er at den ikke sier noe om at konsumentene kan velge å trekke seg helt ut av

markedet. Når forsikringsselskapene tilbyr kontrakter som konsumentene oppfatter som for dyre, vil ikke dette føre til tilbaketrekning, kun underforsikring. For enkelte typer forsikring kan konsumentene velge seg bort fra risikosituasjonen fordi de anser forsikringen som urimelig høy. Dette vil for eksempel være aktuelt innen bilforsikring. Her kan unge kvinner som nå får en kraftig prisstigning i forsikringen, velge å ikke ha bil. På denne måten trekker de seg ikke bare ut av forsikringsmarkedet, de møter heller ingen risiko. Resultatene i Crocker og Snows analyse viser at kategorisering er effisient selv uten å ha tatt høyde for at noen faktisk kan velge å trekke seg helt ut av markedet. At de med lav risiko vil kunne foretrekke å stå helt uten forsikring, bidrar ytterligere til at forsikringstakernes totale nytte vil være høyere under kategorisering. For livs- og uføreforsikring vil ikke konsumentene ha mulighet for å fjerne seg fra risikoen på samme måte. Her må de enten velge å møte risikoen for død, uførhet og de økonomiske tapene det medfører uten forsikring, eller de må godta de prisene som tilbys dem. Mange vil kanskje velge en mellomting, og underforsikring blir resultatet. Rothschild og Stiglitz' modell passer i så måte kanskje best for personforsikringene.

5 Konklusjon

Grunnet asymmetrisk informasjon vil et forsikringsselskap aldri ha full informasjon om hvilke av forsikringstakerne som er av høy eller lav risiko. Tidligere erfaring og statistikk gjør det derimot mulig å kategorisere imperfekt ved at man plasserer konsumentene i ulike risikogrupper ut fra hvilke karakteristika de har. På denne måten kan ulike karakteristika brukes som forklaringsvariabel i premiesettingen, og premien vil i størst mulig grad reflektere den risikoen selskapet overtar.

En hovedbekymring fra FNH ved kjønnsnøytrale priser er at man skal få et ugunstig utvalg av forsikringstakere. Denne bekymringen støttes opp av økonomisk teori og empiriske undersøkelser. Ved at lavrisikogruppen får høyere priser og høyrisikogruppen lavere, vil kjønns sammensetningen i porteføljen endres. En del av forsikringstakerne med lav risiko vil ikke være villige til å subsidiere høyrisikogruppen og vil trekke seg ut av markedet. Prisene vil da kunne stige ytterligere grunnet høyere vektning av høyrisikogruppen i premiesettingen. Dette vil føre til et velferdstap da konsumenter som i utgangspunktet har en betalingsvillighet høyere enn kostnadene, kanskje vil velge å ikke forsikre seg grunnet de økede prisene, mens andre som ikke ville vært villige til å betale kostnaden ved en forsikring for sin type, vil forsikre seg likevel. Fra et samfunnsøkonomisk perspektiv må prisene stå i forhold til kostnadene ved å produsere varen. Forsikring er en noe spesiell vare i så henseende, da kostnadene ved å tilby varen vil variere fra konsument til konsument. Jo høyere risiko, desto høyere kostnad. Prisene forsikringstakerne betaler, vil derfor måtte være forskjellige hvis en skal unngå at lavrisikogruppen subsidierer høyrisikogruppen.

Det vil være både tapere og vinnere i en situasjon hvor prisene går over fra å være kjønnsdifferensierte til kjønnsnøytrale. Gevinstene vil likevel aldri være større enn tapene. Fra et økonomisk perspektiv er det av stor betydning at forklaringsvariabelen er kostnadsfri og informativ, og kjønn er en slik variabel. Økonomiske resultater viser at om disse betingelsene er oppfylt, vil statistisk diskriminering alltid være en Kaldor-Hicks-forbedring. De gjennomsnittlige prisene ved kjønnsdifferensierte priser vil være lavere grunnet endring i portefølje-sammensetningen, og høyrisikogruppens tap vil kunne kompenseres av lavrisikogruppens gevinst.

Likestillingsombudet hevder at alternative forklaringsvariabler kan tas i bruk i stedet for kjønn. Dette tilbakevises med at forskjellen i risiko mellom kjønn består selv om en inkluderer andre forklaringsvariabler. I tillegg vil disse variablene ofte innebære større kostnader. De økonomiske resultatene blir da mer usikre. Kostnadene kan i verste fall være større enn gevinstene ved å differensiere, slik at det ikke vil være en effisient løsning. Når de alternative variablene ofte også er ustabile over tid, vanskelige å observere, og heller ikke unngår problemet med overlapping, er det vanskelig å se hvorfor dette skulle være et bedre alternativ enn kjønn.

Den offentlige debatten dreier seg hovedsakelig om likhetsprinsippet. Å diskriminere ut fra karakteristika som et individ ikke har noen mulighet for å endre, anses som feil. Her er det verdt å merke seg at i tilfellet med kjønn og forsikring går diskrimineringen begge veier. For noen produkter får kvinner høyest pris, og for andre er det menn som kommer dårligst ut. Det er altså ikke ett og samme kjønn som alltid diskrimineres av forsikringsselskapene. Dette, i tillegg til de økonomiske gevinstene, burde kunne tale i kjønnsdifferensieringens favør.

Referanser

Baranoff, Etti (2004): *Risk Management and Insurance*. Hoboken, N.J.:Wiley.

Bergens Tidende, 03.12.2002, "Damer over tretti dultet mest."

URL: <http://www.bt.no/lokalt/bergen/article95522.ece>

Bergens Tidende, 01.12.2005, "Kvinner må betale for unge, ville menn."

URL: <http://www.bt.no/innenriks/article225330.ece>

Blackmon, B. Glenn, Jr. og Richard Zeckhauser (1991), "Mispriced Equity: Regulated Rates for Auto Insurance in Massachusetts." *American Economic Review*, Vol. 81, No.2, s. 65-69.

Crocker, Keith J. og Arthur Snow (1986): "The Efficiency Effects of Categorical Discrimination in the Insurance Industry." *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No.2, s. 321-344.

Crocker, Keith J. og Arthur Snow (2000): "The Theory of Risk Classification." *Handbook of Insurance*.(Georges Dionne, red.). Boston: Kluwer Academic Publishers, s. 245-276.

Dahlby, B.G (1983): "Adverse Selection and Statistical Discrimination." *Journal of Public Economics*, Vol. 20, s.121-130.

Dionne, Georges og Nathalie Fombaron (1996): "Non-convexities and the efficiency of equilibria in insurance markets with asymmetric information." *Economics Letters*, Vol. 52, s.31- 40.

Eisenhauer, Joseph G. (2004): "Risk Aversion and the Willingness To Pay for Insurance: A Cautionary Discussion of Adverse Selection." *Risk Management and Insurance Review*, Vol.7, No.2, s.165-175.

Flanagan, Thomas (1985): "Insurance, Human Rights, and Equality Rights in Canada: When Is Discrimination Reasonable?" *Canadian Journal of Political Science*, Vol.18, No.4, s. 715-737.

FNH Finansnæringens Hovedorganisasjon (2003): "Klage på Likestillingsombudets avgjørelse vedrørende bruk av kjønn som faktor ved beregning av forsikringspremie ved skade-og sykeforsikringer." *Brev av 11.04.2003 til Klagenemnda for likestilling*.

URL: <http://www.fnh.no/default.asp?tf=y&gid=1258&amid=17859>

FNH Finansnæringens Hovedorganisasjon (2005a): "Skiller i dødelighet og uførhet mellom kvinner og menn." Finansnæringens servicekontor.

FNH Finansnæringens Hovedorganisasjon (2005b): "Nemndas vedtak i sak 1/2004 - begjæring om utsatt iverksettelse." *Brev av 01.03.2005 til klagenemnda for likestilling*.

URL: <http://www.fnh.no/default.asp?tf=y&gid=1551&amid=55431>

FNH Finansnæringens Hovedorganisasjon (2005c): "Saksnotat. Forståelsen av vedtakene om bruk av kjønn som beregningsfaktor i forsikring." Bransjestyre risiko og skade. Sak 63/05 vedlegg, 30.11.2005. Finansnæringens servicekontor.

FNH Finansnæringens Hovedorganisasjon (2006): "Kjønn og forsikring. Spørsmål og svar." URL: http://www.fnh.no/dt_front.asp?gid=1043&aid=&amid=15383&g1043=x [Lesedato: 05.01.2006]

Harrington, Scott E. og Helen I. Doerpinghaus (1993): "The Economics and Politics of Automobile Insurance Rate Classification." *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 60, No. 1, s. 59-84

Hoy, Michael (1982): "Categorizing Risks in the Insurance Industry." *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.97, No.2, s.321-336.

Kredittilsynet (2004): "Bruk av kjønn i beregning av skade- og sykeforsikringer - forholdet mellom likestillingsloven §3 og forsikringsvirksomhetsloven §7-6." *Brev av 20.09.04 til Finansdepartementet*.

URL: http://www.fnh.no/digimaker/documents/Brev_fra_Kredittilsynet_-_bruk_av_kj%C3%B8nn_ved_riskobergn_Y8rmdt1933gn.pdf

Likestillingsombudet (2003): "Kjønn som faktor ved beregning av forsikringspremie ved skade- og sykeforsikringer." *Brev av 25.03.03 til FNH og forsikringsselskapene*.

URL: <http://www.likestillingsombudet.no/nyheter/forsikring.html>

Macho-Stadler, Inés og J.David Pérez-Castrillo (2001): *An Introduction to the Economics of Information: Incentives and Contracts*. Second Edition. New York: Oxford University Press.

Phlips, Louis (1988) : *The Economics of Imperfect Information*. New York: Cambridge University Press.

Rea, Samuel A.(1992): "Insurance Classifications and Social Welfare." *Contributions to Insurance Economics*, (Georges Dionne, red.). Boston: Kluwer Academic Publishers.

Rice, John A.(1995): *Mathematical Statistics and Data Analysis*. Second Edition. Belmont: Duxbury Press.

Rothschild, Michael og Joseph Stiglitz (1976): "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information." *Quarterly Journal of Economics*, Vol 90, No.4, s 629-649.

Schubert, Renate, Martin Brown, Matthias Gysler og Hans Wolfgang Brachinger (1999): "Financial Decision-Making: Are Women Really More Risk-Averse?" *The American Economic Review*, Vol. 89, No.2, s. 381-385.

Schwarze, Reimund og Thomas Wein (2005): "Is the Market Classification of Risk Always Efficient? Evidence from German Third Party Motor Insurance." *Discussion paper no: 32*, Centre for Analysis of Risk and Regulation, London School of Economics and Political science.

Statistisk sentralbyrå (2005a): ”Tabell 2. Aldersavhengige dødsfallsrater for menn og kvinner.” 1971-2004. URL: <http://www.ssb.no/emner/02/02/10/dode/tab-2005-04-28-02.html>

Statistisk sentralbyrå (2005b): ”Tabell 5. Dødelighetstabeller, 2004.”
URL: <http://www.ssb.no/emner/02/02/10/dode/tab-2005-04-28-05.html>

Sydsæter, Knut, Atle Seierstad og Arne Strøm (2002): *Matematisk analyse, bind 2*. 4. utgave. Oslo: Gyldendal Akademisk

Trygdestatistisk årbok 2005
URL: http://www.trygdeetaten.no/generelt/pub/trygdestatistisk_aarbok_2005.pdf

Varian, Hal (1992): *Microeconomic Analysis*. Third edition. New York: W.W.Norton & Company.

Wikipedia (2006): “Kaldor-Hicks Efficiency”
URL: http://en.wikipedia.org/wiki/Kaldor-Hicks_efficiency [Lesedato: 28.02.2006]